

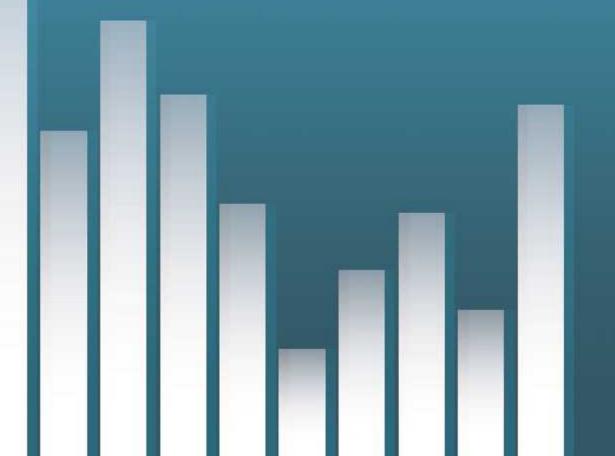
جامعة القاهرة كلية التجارة



الإحصاء في مجال الأعمال



أ.د/ شوقي سيف النصر سيد أ.د/ على سيد الديب د/ مروة رفيق جلال



الإحصاء في مجال الأعمال Business Statistic

تأليف

أ. د. شوقى سيف النصر سيد أ. د. على السيد الديب د. مر وة رفيق جلال

قسم التأمين والعلوم الإكتوارية كلية التجارة – جامعة القاهرة

Y . 1 A - Y . 1 Y

تقديم

علم الإحصاء هو علم تجميع وتنظيم البيانات والمعلومات وتلخيصها في مقاييس ومؤشرات لإظهار معالمها وخصائصها وتحديد العلاقات بين الظواهر المختلفة ، وتفسير الحقائق والأمور غير الظاهرة ، والتنبؤ بالمستقبل ، لذلك يعتبر علم الإحصاء أداة هامة من أدوات البحث العلمي وضروري لكافة العلوم الإنسانية والطبيعية ، والاهتمام بتطور وتقدم علم الإحصاء واستخدامه في التخطيط والمتابعة أساس هام لتطور ونجاح المنظمات والمشروعات المختلفة.

ويحتوى هذا المرجع على دراسة متكاملة لأساسيات علمى الإحصاء الوصفى والإحصاء التحليلي ، وتمت هذه الدراسة في ثمانية أبواب مختلفة، يختص الباب الأول منها بدراسة المتوسطات أو مقاييس النزعة المركزية ، ويختص الباب الثاني بدراسة مقاييس التشتت ، ويختص الباب الثالث بدراسة الارتباط والانحدار ، ويختص الباب الرابع بدراسة الشلاسل الزمنية ، ويختص الباب الخامس بدراسة الأرقام القياسية ، وهذه الأبواب الخمسة هي عصب علم الإحصاء الوصفي وقد قام بتأليفها وإعدادها أ. د. شوقي سيف النصر سيد ، كما يختص الباب السادس بدراسة التوزيعات الاحتمالية ، ويختص الباب السابع بدراسة نظرية العينات والتقدير ، ويعتبر البابان السادس والسابع هما عصب علم الإحصاء التحليلي وقد قام بتأليفهما وإعدادهما أ. د.على السيد الديب. وعتبر الباب الثامن هو عصب علم الإحصاء السكاني والحيوى وقد قام بتأليفه وإعداده د. مروة رفيق جلال

ونأمل بهذا المرجع أن يكون فيه إضافة لمكتبة الإحصاء الغنية بالكثير من المراجع العلمية الهامة ، وأن يكون في هذا المرجع دعم وإضافة للباحثين في مختلف مجالات البحث العلمي

والله ولى التوفيق ،،،

المؤلفون

الباب الأول مقاييس النزعة المركزية (المتوسطات)

الفصل الأول: الوسط الحسابي

الفصل الثاني: الوسيط

الفصل الثالث: المنوال



الفصل الأول الوسط الحسابى Arithmetic Mean

خصائص الوسط الحسابي:

- ١. سهل الحساب وهو أكثر المقاييس شيوعاً واستخداماً.
- ٢. يأخذ عند الحساب جميع مفردات العينة أو المجتمع موضوع الدراسة وبالتالى يتأثر بجميع القيم وخاصة القيم المتطرفة ، وبالتالى لا ينصح باستخدامه فى حالة وجود هذه القيم وفى حالة التوزيعات الحادة أو شديدة الالتواء.
- ٣. يمكن حسابه دون معرفة تفاصيل القيم بل يكفى معرفة مجموعها فقط.
- يخضع للعمليات الجبرية (الجمع والطرح والضرب والقسمة) بحيث يتأثر بها و لابد من مراعاة ذلك عند استخدام هذه العمليات في التبسيط و الحساب.
 - ٥. لا يحتاج لتعديل أطوال الفئات في حالة اختلافها.
 - ٦. لايمكن حسابه بالرسم.
- ٧. لا يصلح إلا في حالة الجداول التكرارية المقفلة ولا يصلح في حالة الجداول التكرارية المفتوحة.
- ٨. مجموع الانحرافات أو الفروق بين القيم الأصلية والوسط الحسابى يساوى صفر.
- 9. يحقق شروط المقياس الإحصائى الجيد من حيث عدم التحيز والكفاءة والاتساق وانخفاض مستوى التباين.

• ١٠. مجموع مربعات إنحرافات القيم عن وسطها الحسابي يقل عن مجموع مربعات إنحرافات القيم عن أي متوسط آخر (انخفاض مستوى التباين)

أولاً: البيانات غير المبوبة:

(١) الوسط الحسابي البسيط: Simple Arithmetic Mean

يمكن تعريف الوسط الحسابى بأنه مجموع القيم أو المشاهدات أو القراءات مقسوماً على عددها.

فإذا فرضنا أن لدينا المتغير س الذي يمكن أن يأخذ القيم التالية:

س ، س ، س ، س ، ۲ س ، ۲ س

وإذا رمزنا للوسط الحسابي لهذه القيم بالرمز س فإن:

$$\frac{1}{1}$$
 الوسط الحسابي = $\frac{1}{1}$

ويمكن كتابة الصيغة السابقة باختصار كما يلى:

$$\frac{\alpha + \omega}{\dot{\omega}} = \frac{\omega}{\dot{\omega}}$$

<u>مثال:</u>

احسب الوسط الحسابي للقيم التالية:

77 . 70 . 70 . 71 . 11 . 10 . 1.

$$\frac{17.}{\Lambda} = \frac{77 + 7. + 7.0 + 7.1 + 1.1 + 1.0 + 1.}{\Lambda} = \frac{1}{2}$$

∴ س = ۲۰

الطرق المختصرة للوسط الحسابي:

(أ) الجمع والطرح:

يمكن الوصول للوسط الحسابى عن طريق إضافة أو طرح وسط فرضى يحدده الباحث وخاصة إذا كانت الأرقام كبيرة وإذا فرضنا أننا سنقوم بطرح وسط فرضى من جميع الأرقام ثم نقوم بحساب الوسط الحسابى للفروق أو الانحرافات بين القيم الأصلية والوسط الفرضى ثم نعود لإضافة الوسط الفرضى المستبعد على الناتج النهائى فنحصل على الوسط الحسابى الحقيقى للبيانات ، وليس هناك قاعدة ثابتة لاختيار الوسط الفرضى فقد يكون أكثر الأرقام تكراراً أو أكبر الأرقام أو أصغر رقم أو أى رقم متوسط موجود أو غير موجود فى البيانات فيتوقف ذلك على وجهة نظر الباحث والهدف من التبسيط.

حل المثال السابق بفرض أننا أخذنا وسط فرضى أ = ٢٥ فإن:

الانحرافات أو الفروق بين القيم الأصلية والوسط الفرضى هي:

T- , o , , T , V- , 1T- , 1,- , 10-

$$o-=\frac{\xi\cdot -}{\lambda}=$$

 $\overline{}$.. $\overline{}$ = -0 + 0 = 70 وهي نفس الإجابة السابقة

أى أنه يتم معالجة الناتج النهائي بالعملية العكسية تماماً لعملية التبسيط.

(ب) الضرب والقسمة:

يتاثر أيضاً الوسط الحسابى بعمليات الضرب والقسمة ، فإذا ضربنا جميع المشاهدات أو القيم فى رقم ثابت لابد أن نقسم الناتج النهائى على نفس الرقم للوصول لنفس الوسط الحسابى ، وكذلك لو قسمنا جميع المشاهدات أو القيم على رقم ثابت أو عامل مشترك لابد أن نضرب الناتج النهائى فى نفس الرقم للوصول لنفس الوسط الحسابى (أى نعالج الناتج النهائى دائماً بالعملية العكسية تماماً لعملية التبسيط).

(٢) الوسط الحسابي المرجح: Weighted Arithmetic Mean

يعتبر الوسط الحسابى البسيط دقيقاً إذا كانت مفردات العينة أو المجتمع لها نفس الأهمية النسبية أو لها نفس الوزن فى التوزيع ، ولكن إذا اختلفت الأهمية النسبية أو الأوزان لمفردات القيم لابد أن تؤخذ هذه الأوزان فى الاعتبار عند حساب الوسط الحسابى ويطلق عليه حينئذ الوسط الحسابى المرجح ويمكن تعريفه بأنه متوسط مجموع القيم أو المشاهدات مرجحاً بأوزانها.

فإذا فرضنا أن لدينا المتغير العشوائي س الذي يمكن أن يأخذ أحدالقيم أو المشاهدات التالية:

س ، س ، س ، س ، س ، س ن

وأن أوزان القيم السابقة هي على الترتيب:

و١، و٢، و٣،٠٠٠٠، ون فإن:

$$\frac{1}{\sqrt{w}} = \frac{w_{1}e_{1} + w_{2}e_{2} + \dots + w_{0}e_{0}}{e_{1} + e_{2}}$$

$$\frac{1}{\sqrt{w}} = \frac{1}{\sqrt{w}}$$

$$\frac{1}{\sqrt{w}} = \frac{1}{\sqrt{w}}$$

$$\frac{1}{\sqrt{w}} = \frac{1}{\sqrt{w}}$$

ويمكن كتابة الصيغة السابقة بإختصار كما يلى:

$$\overline{w} = \frac{A - w}{A - w} e$$

مثال:

فيما يلى بيان بأسعار أنواع من السلع بالجنيه المصرى والكميات المقابلة لكل نوع بالكيلو:

الأسعار للكيلو بالجنيه المصرى ٢٠ ٢٠ ٥٠ ٥٠ ١٠ الكميات المعروضة بالكيلو لكل نوع ٥٠ ٤٠ ٢٠ ٢٠ المطلوب: احسب الوسط الحسابى البسيط للأسعار والوسط الحسابى المرجح للأسعار

$$\xi \circ = \overline{\omega} : \frac{1}{\xi} = \overline{\omega}$$

$$\frac{\delta r..}{1 \xi.} = \overline{\omega}$$

۳٧,٨٥٧ = <u>س</u> ∴

ويلاحظ انخفاض الوسط الحسابى المرجح عن الوسط الحسابى البسيط لأن الوزن المعطى للأرقام الكبيرة صغير أى أن تأثير الأرقام الكبيرة واضح على الوسط الحسابى البسيط ولكن مع أخذ أهميتها النسبية المنخفضة انخفض الوسط الحسابى المرجح وهو الأقرب للمنطق وأكثر دقة.

ثانياً: البيانات المبوية في جداول تكرارية:

(١) الطريقة المطولة:

يمكن تعريف الوسط الحسابى من جداول التوزيعات التكرارية بأنه الوسط الحسابى المرجح أو الموزون بالتكرارات ، وعند حسابه نلجأ لبعض التقريب حيث أننا نفترض أن جميع التكرارات داخل الفئة موزعة بإنتظام على مدى الفئة ولذلك نفترض أن جميع التكرارات تأخذ قيمة وحيدة داخل الفئة هى مركز الفئة ، وهذا التقريب يعطى نتائج دقيقة كلما كانت التكرارات الفعلية موزعة بإنتظام على مدار الفئة وليست مركزة في

بدايتها أو فى نهايتها أو فى أى نقطة أخرى داخل الفئة ، وبالتالى يعتبر الوسط الحسابى هو متوسط مراكز الفئات المرجحة بالتكرارات ، وباستخدام القانون التالى الذى يحقق هذا التعريف:

$$\frac{c = 0}{c + c}$$

$$\frac{c = 0}{c}$$

ويمكن إعادة كتابته بالصيغة المختصرة التالية:

(٢) الطريقة المختصرة:

وكما تعرضنا في البيانات غير المبوبة عن إمكانية تبسيط قيم مراكز الفئات الفئات بإختصار أو تحديد وسط فرضي (أ) سواء كان أحد مراكز الفئات أصغرها أو أكبرها أو أوسطها أو مركز الفئة أمام أكبر تكرار أو أي رقم آخر يفترضه الباحث ، وكما سبق أن ذكرنا فإن الوسط الحسابي يتأثر بالوسط الفرضي طرحاً أو إضافة وبالتالي لابد من معالجة الناتج النهائي بالعملية الحسابية العكسية لهذا الوسط الفرضي كما يلي:

$$\frac{1}{1} + \frac{2}{1} = \frac{2}{1} + \frac{2}{1} = \frac{2}{1}$$

حيث ح تمثل الانحرافات بين مراكز الفئات والوسط الفرضى أي أن:

$$f - m_c = m$$

(٣) الطريقة المختصرة المختزلة:

وكما تعرضنا أيضاً في البيانات غير المبوبة بأن الوسط الحسابي يتأثر بأى عامل اختزال بمعنى أن قسمة مراكز الفئات أو الانحرافات على عامل اختزال مشترك سواء كان هذا العامل هو طول الفئة في الفئات المتساوية أو أي عامل مشترك آخر في الفئات غير المتساوية ولنرمز لعامل الاختزال بالرمز (ط) ولابد من معالجة النتيجة النهائية بالعملية العكسية لمعامل الاختزال كما يلي:

$$\hat{l} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{2}$$

حیث خ = ح ÷ ط

مثال (١<u>):</u>

احسب الوسط الحسابي للتوزيع التالي:

| T0-T. | -70 | -7. | -10 | -1. | الفئات |
|-------|-----|-----|-----|-----|-----------|
| 10 | 70 | 40 | 10 | ١. | التكرارات |

الحل:

١- الطريقة المطولة:

| التكرارات × مراكز الفئات | مراكز الفئات | التكر ار ات | الفئات |
|--------------------------|--------------|-------------|--------------|
| ك × س | <i>س</i> | ك | ف |
| 170 | 17,0 | ١. | -1. |
| 777,0 | 14,0 | 10 | -10 |
| ٧٨٧,٥ | 77,0 | ٣٥ | -7. |
| 7.47,0 | ۲۷,٥ | 70 | -70 |
| ٤٨٧,٥ | ٣٢,٥ | 10 | 70-7. |
| 740. | | ١ | |
| مجـ ك س | | مجــ ك | |

٢- الطريقة المختصرة:

| التكرارات × مراكز الفئات | الانحرافات عن | مراكز الفئات | التكر ار ات | الفئات |
|--------------------------|---------------|--------------|-------------|--------------|
| ك × ح | وسط فرضى | س | أی | ف |
| | ح= س - أ | | | |
| 1 – | ١ | 17,0 | ١. | -1. |
| Y0- | 0- | ١٧,٥ | 10 | -10 |
| صفر | صفر | 77,0 | 40 | -7. |
| 170 | ٥ | ۲٧,٥ | 70 | - ۲ 0 |
| 10. | ١. | ۳۲,٥ | 10 | 70-7. |
| ١ | | | ١ | |
| مجاك ح | | | مجـ ك | |

$$77,0+1 = 77,0+\frac{1..}{1..} = \frac{1}{1} + \frac{1..}{1..} = \frac{1}{1}$$

٣- الطريقة المختصرة المختزلة:

| ك × خ | الانحرافات المختزلة | ۲ | س | ك | ف |
|-------|---------------------|------|------|-------|-------|
| | حَ = ح ÷ ط | | | | |
| ۲ | ۲- | ١ ٠- | 17,0 | ١. | -1. |
| 10- | 1- | 0- | 14,0 | 10 | -10 |
| صفر | صفر | صفر | 77,0 | ٣٥ | -7. |
| 70 | 1 | 0 | ۲۷,٥ | 70 | -70 |
| ٣. | ۲ | ١. | ٣٢,٥ | 10 | T0-T. |
| ۲. | | | | ١ | |
| مجاكح | | | | مجـ ك | |

حيث أ = ٥, ٢٢,٥ ط = ٥

$$\int_{-\infty}^{\infty} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times$$

$$77,0 = 77,0 + 1 = 77,0 + \frac{7.}{1..} \times 0 =$$

مثال (٢):

المطلوب حساب متوسط الأجور للتوزيع التالى:

| 0٣ | -7 | -10. | -17. | -1 | فئات الأجر |
|----|----|------|------|----|-------------|
| ۲. | ٥, | ۸. | 10. | ١ | التكر ار ات |

الحل:

١- الطريقة المطولة:

| التكرارات × مراكز الفئات | مراكز الفئات | التكر ار ات | الفئات |
|--------------------------|--------------|-------------|--------|
| ك × س | <i>س</i> | ك | ف |
| 11 | 11. | ١ | -1 |
| 7.70. | 170 | 10. | -17. |
| 1 2 | 140 | ٨٠ | -10. |
| 170 | 70. | ٥, | -7 |
| ۸۰۰۰ | ٤٠٠ | ۲. | 0٣ |
| 7070. | | ٤٠٠ | |
| مج ك س | | مجـ ك | |

$$\frac{175,770}{\omega} = \frac{\frac{1000}{100}}{\frac{1000}{100}} = \frac{1000}{100}$$
 جنیه

٢- الطريقة المختصرة:

إذا أخذنا وسط فرضى من مراكز الفئات وليكن الرقم ١٧٥

| التكرارات × مراكز الفئات | الانحرافات عن | مراكز الفئات | التكرارات | الفئات |
|--------------------------|---------------|--------------|-----------|--------|
| ك × ح | وسط فرضي | <i>س</i> | ك | ف |
| | ح= س - أ | | | |
| 70 | -ه۲ | 11. | ١ | -1 |
| ٦ | ٤ ٠- | 170 | 10. | -17. |
| صفر | صفر | 140 | ۸. | -10. |
| TY0. | ٧٥ | 70. | ٥, | -۲ |
| ٤٥ | 770 | ٤٠٠ | ۲. | -٣•• |
| | | | | 0 |
| ٤٢٥ | | | ٤ | |
| مجـ ك ح | | | مجـ ك | |

$$1 \vee 0 + \frac{2 \vee 0 - 1}{2 \vee 0} = 1 + \frac{2 \vee 0 - 1}{2 \vee 0} = \frac{1}{2}$$

$$\frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2}$$

٣- الطريقة المختصرة المختزلة:

| ك × حَ | الانحرافات المختزلة | ح | س | [ك | ف |
|----------------|---------------------|--------|-----|------|------|
| | حَ = ح ÷ ط | | | | |
| 18 | ۱۳– | ا م | 11. | ١ | -1 |
| 17 | λ- | ٤ ٠- | 180 | 10. | -17. |
| صفر | صفر | صفر | 140 | ٨. | -10. |
| ٧٥٠ | 0 | Y 0 | 70. | 0. | -7 |
| 9 | ٤٥ | 770 | ٤٠٠ | ۲. | ٥٣ |
| ⋏ ○ • − | | | | ٤٠٠ | |
| مجاكح | | | | مجاك | |

ملحظة: ط هنا ليست طول الفئة ولكنها عامل مشترك قيمته = 0 حيث أن كل الأرقام في العمود ح تقبل القسمة على 0

$$\ddot{b} = \frac{1}{4} \times \frac{1}{4} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{4}$$

$$) \lor \circ + \frac{\land \circ \cdot -}{ \cdot \cdot \cdot} \times \circ =$$

الفصل الثانى الوسيط Median

خصائص الوسيط:

- ١. سهل الحساب.
- ٢. لا يتأثر بالقيم المتطرفة لذلك فهو ممثل جيد للتوزيعات التي تحتوى على مثل هذه القيم لأن الوسيط لا يأخذ في حسابه قيم المتغير كلها ولكنه يأخذ القيمة الوسطى فقط (الموجودة في منتصف البيانات).
- 7. يصلح الوسيط في حالة الجداول التكرارية المفتوحة من البداية أو من النهاية أو من الطرفين لأنه كما سبق أن ذكرنا يتأثر بالقيمة الوسطى فقط.
- ٤. لا يحتاج لتعديل التكرارات في حالة الجداول التكرارية ذات الفئات غير المتساوية.
 - ٥. يمكن حسابه بالرسم والحساب.
 - ٦. قيمته تقع محصورة دائماً بين الوسط الحسابي والمنوال.
- ٧. لا يعبر أو يمثل جميع القيم المختلفة للمتغير (س) تمثيلاً دقيقاً وخاصة إذا كانت (ن) كبيرة الحجم لأن الوسيط كما سبق أن ذكرنا يتأثر بالقيمة الوسطى فقط.
- ٨. مجموع الانحرافات المطلقة للقيم المختلفة عن الوسيط أصغر ما يمكن بالمقارنة بمجموع الانحرافات المطلقة عن أى متوسط آخر غير الوسيط.

أولاً: البيانات غير المبوبة:

يمكن تعريف الوسيط بأنه القيمة التي تقسم مجموعة القيم أو المشاهدات اللي نصفين متساويين من ناحية العدد فقط وذلك بعد ترتيب البيانات ترتيباً تصاعدياً أو ترتيباً تتازلياً ، أي أن الوسيط هو المفردة أو القيمة الوسطى من جميع القيم التي يمكن أن يأخذها المتغير العشوائي (س).

خطوات حساب الوسيط:

- ١. ترتيب القيم ترتيباً تصاعدياً أو ترتيباً تنازلياً.
 - ٢. نحدد ترتيب الوسيط حيث:

$$\frac{0+1}{2} = \frac{0+1}{2}$$

 $^{\circ}$. نحدد قيمة الوسيط بالعد حسب الترتيب السابق ولنرمز لقيمة الوسيط بالرمز $(()^{\circ})$

مثال (١):

استخرج الوسيط للقيم التالية:

77 . 7. . 71 . 77 . 07 . 17 . 17 . 17

الحل:

أ - ترتيب القراءات ترتيباً تصاعدياً:

$$\frac{0+1}{1} = \frac{0+1}{1}$$

$$o = \frac{1+9}{7} =$$

ج- قيمة الوسيط هو القراءة الخامسة:

.: ر۲ = ۲۰

مثال (٢):

استخرج الوسيط للقيم التالية:

YE . 17 . Y . 1 Y . 1 E . A . 1 . . £

الحل:

أ - ترتيب القراءات ترتيباً تتازلياً:

0 5 7 7 1

٤ . ٨ . ١ . . ١٢ . ١٤ . ١٧ . ٢ . . ٢٤

$$2,0 = \frac{1+\lambda}{r} = \frac{1+\lambda}{r} = \frac{1+\lambda}{r}$$
 برتیب الوسیط

ج- قيمة الوسيط تقع بين القراءتين الرابعة والخامسة أي بين القيمتين ١٤

، ١٢ ويتم حساب الوسيط على أساس الوسط الحسابي البسيط للقيمتين السابقتين:

$$\therefore c_7 = \frac{31+71}{7} = 71$$

ثانياً: البيانات المبوية:

(١) الوسيط بالحساب

الخطوات:

- ١. نكون جدول التوزيع التكراري المتجمع الصاعد أو الهابط.
 - ٢. نحدد ترتيب الوسيط حيث:

$$\frac{\Lambda}{\gamma}$$
 ترتیب الوسیط = $\frac{\Lambda}{\gamma}$

- ٣. نحدد التكراران المتجمعان اللذان يُحصر بينهما ترتيب الوسيط.
 - ٤. نحدد الفئة الوسيطية المقابلة للتكراران المتجمعان السابقان.
- ٥. نحدد قيمة الوسيط داخل الفئة الوسيطية بالنسبة والتناسب وذلك بفرض أن التكرارات المتجمعة موزعة بانتظام داخل الفئات وبالتالي عن طريق الاستكمال الخطى يمكن استنتاج قيمة الوسيط باستخدام القوانين التالية.

باستخدام الجدول المتجمع الصاعد:

ترتيب الوسيط - تكرار الحد الأدنى للفئة الوسيطية

_________________________________تكرار الحد الأدنى للفئة الوسيطية تكرار الحد الأدنى للفئة الوسيطية

باستخدام الجدول المتجمع الهابط:

قيم الوسيط (ر ٢) = الحد الأدنى للفئة الوسيطية + طول الفئة الوسيطية

ملاحظة:

يمكن الوصول لقيمة الوسيط (ر^۱) على أساس الحد الأعلى للفئة الوسيطية كما يلى:

باستخدام الجدول المتجمع الصاعد:

قيم الوسيط $((\gamma))$ = الحد الأعلى للفئة الوسيطية - طول الفئة الوسيطية

تكرار الحد الأعلى للفئة الوسيطية -ترتيب الوسيط × تكرار الحد الأعلى للفئة الوسيطية -تكرار الحد الأدنى للفئة الوسيطية

باستخدام الجدول المتجمع الهابط:

قيم الوسيط (ر٢) = الحد الأعلى للفئة الوسيطية - طول الفئة الوسيطية

ترتيب الوسيط - تكرار الحد الأعلى للفئة الوسيطية

تكرار الحد الأدنى للفئة الوسيطية -تكرار الحد الأعلى للفئة الوسيطية

مثال (١):

-7.

استخرج الوسيط بالحساب للتوزيع التالى:

الفئات ۲۰۰۰ - ۲۰ - ۲۰ افئات

التكرارات ٥٠ ٨٠ ٤٠ ٢٠

الحل الأول: عن طريق جدول التوزيع التكراري المتجمع الصاعد:

الفئات التكرارات الفئات المتجمعة الصاعدة التكرارات المتجمعة الصاعدة

۰۰ أقل من ۱۰ صفر ۸۰ أقل من ۲۰ ۰۰ تكرار الحد الأدنى

ر ٢٠٠ | ترتيب الوسيط

٣٠ - ٢٠ اقل من ٣٠ ١٣٠ تكرار الحد الأعلى

۲۰ – ۲۰ أقل من ٤٠

۱۹۰ من ۵۰ اقل من ۲۰–۵۰

۲۰۰ فأقل ۲۰۰

$$\begin{aligned}
 \text{i. i. } &= \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{\gamma} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{\gamma} \\
 &= \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{\gamma} \\
 &= \frac{1 \cdot \cdot \cdot}$$

كما يمكن حساب الوسيط باستخدام الحد الأعلى للفئة الوسيطية كما يلى:

$$\frac{1 \cdot \cdot -1 \cdot \cdot}{\circ \cdot -1 \cdot \cdot} \times 1 \cdot - \tau \cdot = \tau_{1}$$

$$\frac{\pi}{\lambda}$$
 × 1. - π =

الحل الثاني: عن طريق جدول التوزيع التكراري المتجمع الهابط:

$$C_{\gamma} = .7 + .1 \times \frac{.01 - ..1}{.01 - ..1}$$

$$= .7 + .1 \times \frac{.0}{..}$$

$$\therefore C_{\gamma} = 07,77$$

كما يمكن حساب الوسيط باستخدام الحد الأعلى للفئة الوسيطية كما يلى:

$$\frac{1}{\sqrt{1-10.}} \times 1. - 7. = 7.$$

$$\frac{\pi}{\Lambda} \times 1 \cdot - \pi \cdot =$$

مثال (۲):

احسب الوسيط بالحساب للتوزيع التالى:

الحل الأول: عن طريق جدول التوزيع التكراري المتجمع الصاعد:

| التكرارات المتجمعة الصاعدة | الفئات المتجمعة الصاعدة | التكرارات | الفئات |
|----------------------------|-------------------------|-----------|------------|
| صفر | أقل من الحد الأدني | 10 | أقل من ٢٠ |
| 10 | أقل من ٢٠ | 70 | -7. |
| ٤٠ | أقل من ۳۰ | | |
| ٥٠ — | Cr ← | ٣. | -٣. |
| ٧. | أقل من ٥٠ | ۲. | -0. |
| ٩. | أقل من ٨٠ | ١. | ۸۰ فأكثر |
| ١ | الحد الأعلى فأقل | ١ | - |
| | | | |

$$\text{0.} = \frac{1 \cdot \cdot}{\gamma} = \frac{\frac{1}{2}}{\gamma} = \frac{\frac{1}{2}}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1}{\gamma} = \frac{\frac{1}{2}}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1}{\gamma}$$

الحل الثاني: عن طريق جدول التوزيع التكراري المتجمع الهابط:

| لهابطة | التكرارات المتجمعة ال | الفئات المتجمعة الهابطة | التكرارات | الفئات |
|--------|-----------------------|---|-----------|-----------|
| | 1 | الحد الأدنى فأكثر | 10 | أقل من ٢٠ |
| _ | ٨٥ | ۲۰ فأكثر | 70 | -7. |
| | ٦. | ۳۰ فأكثر | | |
| | ٥٠- | | ٣. | -٣. |
| | ٣. | ۰۰ فأكثر | ۲. | -0. |
| | ١. | . ۸ ماکثر | ١. | ۸۰ فأكثر |
| | ، صفر | _ أكثر من الحد الأعلى | ١ | _ |
| | | $1 \cdot \cdot = \frac{7 \cdot \cdot}{7} = \frac{2 \cdot -}{7}$ $\frac{0 \cdot -7 \cdot}{7 \cdot -7 \cdot}$ | × ۲. + | ر ۲ = ۳۰ |
| | | | ٣٦,٦٧ | ∴ ر۲ = |

(٢) الوسيط بالرسم

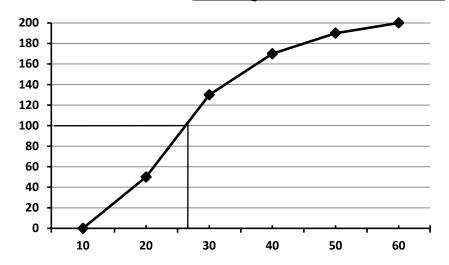
الخطوات:

- ١. نكون جدول التوزيع التكراري المتجمع الصاعد أو الهابط.
 - ٢. نرسم المنحنى التكراري المتجمع الصاعد أو الهابط.
 - ٣. نحدد ترتيب الوسيط حيث:

$$\frac{\lambda}{\lambda} = \frac{\lambda}{\lambda}$$

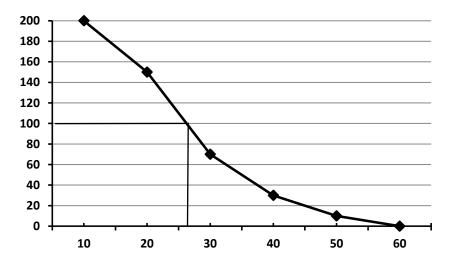
- · نحدد ترتيب الوسيط على المحور الرأسى (التكرارات المتجمعة) ثم نرسم منه موازياً للمحور الأفقى فيتقاطع مع المنحنى المتجمع الصاعد أو الهابط في نقطة نسقط منها عموداً على المحور الأفقى فيتحدد قيمة الوسيط.
- مكن رسم المنحنيان المتجمعان الصاعد والهابط معاً في رسم واحد فيتقاطع المنحنيان في نقطة واحدة أمام ترتيب الوسيط نسقط منها عموداً على المحور الأفقى فيتحدد قيمة الوسيط.

حل مثال (1) الحل عن طريق المنحني المتجمع الصاعد:



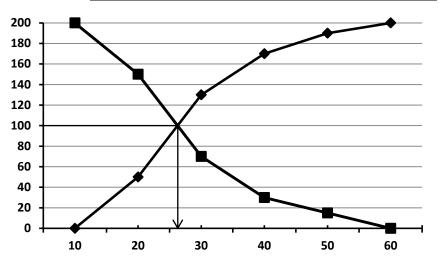
ترتيب الوسيط = $\frac{A-2}{Y} = \frac{Y-1}{Y} = \frac{Y-1}{Y}$ قيمة الوسيط ر $_{Y}$ تقريباً

الحل عن طريق المنحنى المتجمع الهابط:



ترتيب الوسيط = $\frac{4-2}{3}$ = $\frac{7.7}{3}$ = $\frac{7.7}{3}$ قيمة الوسيط ر $_{7}$ = $\frac{7.7}{3}$ تقريباً

الحل عن طريق المنحنيان المتجمعان الصاعد والهابط معاً:



.. قيمة الوسيط ر، = ٢٦ تقريباً



الفصل الثالث المنوال Mode

خصائص المنوال:

- ١. لا يتأثر بالقيم المتطرفة.
- ٢. يمكن حسابه من الجداول التكرارية المفتوحة من أحد طرفيها أو من الطرفين مثل الوسيط ولكن يفضل عدم استخدامه في هذه الجداول لعدم معرفة طول الفئة المفتوحة وبالتالي نجهل تكرارها المعدل أي نفترض استبعادها مقدماً.
 - ٣. يمكن حسابه بالرسم والحساب مثل الوسيط.
- ٤. يحتاج لتعديل التكرارات في حالة الجداول التكرارية ذات الفئات غير المتساوية.
 - ٥. يصلح للمتغيرات الوصفية بالإضافة للمتغيرات الكمية.
- 7. قد يكون هناك منوالين أو أكثر للتوزيع الواحد وقد لا يوجد منوال على الإطلاق إذا لم يكن هناك قيمة شائعة وبالتالى لا يصلح فى هذه الحالة كمقياس مركزى.
- ٧. يعطى نتائج غير دقيقة ومتطرفة جداً في حالة التوزيعات ذات المنحنيات الشديدة أو الحادة الالتواء حيث تصبح قيمة المنوال طرفية ولا تمثل المجموعة.
- ٨. يعتبر المنوال مقياس غير دقيق وغير ثابت حيث تختلف قيمته
 بإختلاف طريقة حسابه وطريقة تبويب البيانات من حيث أطوال

الفئات ، وجميع طرق حسابه تقريبية وأدقها طريقة الفروق وبالرسم عن طريق المدرج التكراري يليهما في الدقة طريقة الرافعة.

أولاً: البيانات غير المبوية:

يعرف المنوال بأنه القيمة الشائعة أو القيمة الأكثر شيوعاً أو الأكثر تكراراً أى القيمة التى تحدث أكثر من أى قيمة غيرها فى المجتمع أو العينة.

مثال (١):

استخرج المنوال للقيم التالية:

0, 7, 9, 1, 0, 1, 0, 7

الحل:

القيمة الأكثر شيوعاً هي الرقم ٥

 \therefore المنوال (م) = 0

مثال (۲):

استخرج المنوال للقيم التالية:

Y. . IV . IT . 10 . I. . IT . I.

الحل:

القيمة الأكثر تكراراً = القيمتان ١٠، ١٢

ن. يوجد في هذه البيانات منوالين هما = ١٠، ١٢.

مثال (٣):

استخرج المنوال للقيم التالية:

To . T. . To . TV . TT . T.

الحل:

لا يوجد قيمة شائعة أو قيمة أكثر تكراراً

∴ لا يوجد منوال

ثانياً: البيانات المبوية:

حالة الفئات المتساوية:

(١) المنوال بالحساب:

يمكن تعريف المنوال في جداول التوزيعات التكرارية بأنه نقطة النهاية العظمى للتوزيع.

(أ) طريقة الرافعة أو عزوم القوى: Moments of Force

نحدد بداية الفئة المنوالية وهي الفئة التي يوجد بها أكبر تكرار في التوزيع ولتحديد قيمة المنوال داخل هذه الفئة يلاحظ ما يلي:

- يقع المنوال في مركز الفئة المنوالية في حالة التوزيعات المتماثلة وفي هذه الحالة تتطابق جميع طرق حسابه بالرسم وبالحساب كما يتطابق مع المتوسطات الأخرى الوسط الحسابي والوسيط.
- أما في حالة التوزيعات غير المتماثلة (الملتوية) يمكن اعتبار المنوال هو محور الارتكاز أو نقطة التوازن لرافعة طولها هو طول الفئة

المنوالية ولها قوتان في طرفيها هما التكرار السابق عند الحد الأدنى للفئة المنوالية والتكرار اللاحق عند الحد الأعلى للفئة المنوالية، وبتطبيق قاعدة الروافع التالية:

القوة × ذراعها = المقاومة × ذراعها

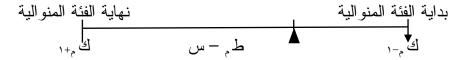
وبفرض أن قيمة المنوال (م) تبعد عن الحد الأدنى للفئة المنوالية بطول مقداره مقداره (س) وبالتالى تبعد عن الحد الأعلى للفئة المنوالية بطول مقداره (طول الفئة - س) أى $(d_{4} - m)$ وذلك بفرض أن d_{-} و الفئة المنوالية $d_{4} - d_{5}$

وإذا رمزنا لتكرار الفئة المنوالية بالرمز كم

وإذا رمزنا للتكرار السابق بالرمز ك م-١

وإذا رمزنا للتكرار اللاحق بالرمز ك م٠٠

فإنه يمكن استنتاج العلاقة التالية:



ودائماً سيقترب المنوال من بداية الفئة المنوالية أو من نهايتها حسب التكرار الأكبر السابق هو الأكبر تتجه قيمة المنوال أو تقترب من بداية الفئة المنوالية وإذا كان التكرار اللاحق هو الأكبر تتجه هو الأكبر تتجه قيمة المنوال أو تقترب من نهاية الفئة المنوالية وبديهى إذا تساوى التكراران السابق واللاحق يتمركز المنوال في منتصف الفئة المنوالية.

بالتعويض في قاعدة الروافع السابقة نجد أن:

$$(\omega - 1) \times \omega = \mathcal{E}_{a+1} \times (\mathbf{d}_a - \omega)$$

ك
$$_{a-1} \times _{ba} \times _{ba} = 2$$
 ك $_{a+1} \times _{ba} \times _$

$$\mathbf{b}_{a-1} \times \mathbf{w} + \mathbf{b}_{a+1} \times \mathbf{w} = \mathbf{b}_{a+1} \times \mathbf{d}_{a}$$

$$\frac{1+\frac{6}{a^{+}}}{2} \times \frac{1}{a^{+}} \times \frac{1}{a^{-}} = \frac{1}{a^{+}} \times \frac{1}{a^{-}} = \frac{1}{a^{+}} \times \frac{1}{a^{-}} = \frac{1}{a^{+}} \times \frac{1}{a^{-}} = \frac{1}{a^{-}} \times \frac{1}{a^{-}} = \frac{1}{a$$

وبإضافة المسافة (س) على بداية الفئة المنوالية نحصل على قيمة المنوال.

$$\frac{1+\frac{1}{2}}{1+\frac{1}{2}}$$
 × المنوال (م) = بداية الفئة المنوالية + طم × $\frac{1}{2}$

ملاحظة هامة:

يلاحظ أن طريقة الرافعة تهمل قيمة أكبر تكرار وتعتمد في حسابها على قيمة التكرارين السبق واللاحق.

مثال:

استخرج قيمة المنوال من التوزيع التكراري التالي:

٣٣, Vo = (_o) ∴

(ب) طريقة الفروق (طريقة بيرسون): Pearson

تعتبر طريقة الفروق أدق طرق حساب المنوال لأنها تأخذ في الاعتبار عند الحساب أكبر تكرار مع التكرارين السابق واللاحق له ، وتعتمد هذه الطريقة على إيجاد الفروق أو الانحرافات بين أكبر تكرار والتكرار السابق له مباشرة وبين أكبر تكرار والتكرار اللاحق له مباشرة ، ويقترب المنوال للحد الأدنى للفئة المنوالية أو الحد الأعلى للفئة المنوالية على أساس الفرق الأكبر للتكرار السابق أو اللاحق.

وإذا رمزنا للفروق بالرمز (ف) حيث:

الفرق الأول = أكبر تكرار - التكرار السابق له مباشرةً

 $\int_{a}^{b} \int_{a}^{b} \int_{a$

الفرق الثاني = أكبر تكرار – التكرار اللاحق له مباشرةً

ف_۲ = ك _{م + ۱}

حل المثال السابق بطريقة الفروق:

$$\frac{1}{\gamma_{i+1}} \times \gamma_{i+1} = \rho$$

$$\frac{1}{r} + r =$$

(٢) المنوال بالرسم:

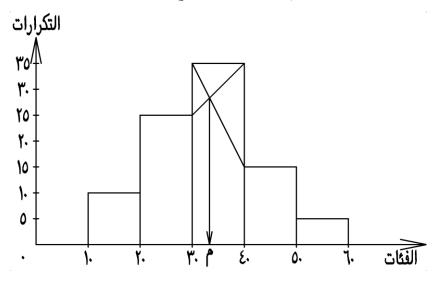
(أ) المنحني التكراري:

إذا تم رسم المنحنى التكرارى بدقة تامة يتحدد المنوال أسفل قمة المنحنى (أعلى نقطة في المنحنى وهي نقطة النهاية العظمى للتوزيع) بحيث إذا أسقطنا منها عموداً على المحور الأفقى يتحدد قيمة المنوال ، ولكن هذه الطريقة تقريبية حيث تتوقف على مهارة الباحث في رسم المنحنى ، كما لا يمكن استتاج المنوال من المضلع التكراري لأن أعلى نقطة ركنية في المضلع التكراري تتحدد فوق مركز الفئة المنوالية التي تتضمن أكبر تكرار والمنوال لا يكون في مركز الفئة المنوالية إلا في حالة التوزيع المتماثل فقط أو الذي يتساوى فيه التكراران السابق واللاحق لأكبر تكرار في التوزيع أما في التوزيعات الأخرى يجب أن يتجه أو يتحرك المنوال داخل الفئة المنوالية واللاحق.

(ب) المدرج التكرارى:

يعتبر من الطرق الدقيقة التي تعطى نتائج متماثلة لطريقة الفروق ، ويمكن أن نكتفى برسم الأعمدة الثلاثة فقط التي تحوى أكبر تكرار والتكراران السابق واللاحق إلا إذا كان المطلوب رسم المدرج التكراري كاملاً واستنتاج المنوال منه.

حل المثال السابق بالرسم عن طريق المدرج التكرارى:



المنوال = ٣٣,٣ تقريباً

يلاحظ على الرسم السابق أننا قمنا بتوصيل الزاوية اليمنى القائمة لأكبر تكرار بالزاوية اليمنى القائمة للتكرار السابق بخط مستقيم ، كما قمنا بتوصيل الزاوية اليسرى القائمة لأكبر تكرار بالزاوية اليسرى القائمة للتكرار اللاحق بخط مستقيم ، ومن نقطة تقاطع الخطين معاً نسقط عموداً على المحور الأفقى فيتحدد قيم المنوال (م) بالرقم ٣٣,٣ تقريباً.

حالة الفئات غير المتساوية:

القاعدة: نعد أو لا جدول التكرارات المعدلة ثم نقوم بتطبيق نفس القوانين والطرق السابقة لاستنتاج المنوال بالحساب أو الرسم على أساس الفئات الأصلية مع التكرارات المعدلة.

مثال:

استخرج المنوال بالحساب والرسم للتوزيع التالى:

الحل:

| ك ÷ ط | ط | نی | و |
|---------|----|----|--------------|
| ٥ 🛶 ك | ٥ | 70 | -0 |
| ١٠ حلكم | ١. | ١ | -1. |
| ٨ ك م | ٨ | ٦٤ | -7. |
| ٤ | ٧ | ۲۸ | - 7 A |
| ٣ | 10 | ٤٥ | 040 |

(١) طريقة الرافعة:

$$\frac{1+\frac{1}{2}}{1+\frac{1}{2}}$$
 $=$ بدایة الفئة المنوالیة + ط $_{0}$ \times $_{0}$ $+1+\frac{1}{2}$ $=$ $17,10 = \frac{\lambda}{\lambda+0} \times 1.4 + 1.4 =$

(٢) طريقة الفروق:

م = الحد الأدنى للفئة المنوالية + طم ×

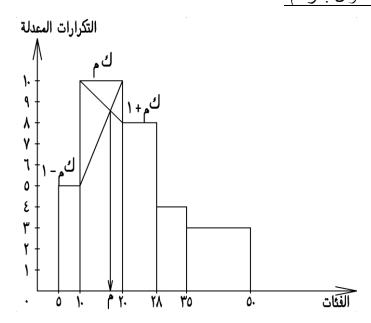
$$\frac{(2 - 2)}{(2 - 2)}$$

= الحد الأدنى للفئة المنوالية + طم ×

 $\frac{(2 - 2)}{(2 - 2)}$

= الحد الأدنى للفئة المنوالية + طم ×

 $\frac{(2 - 2)}{(2 - 2)}$
 \frac



ملاحظة:

يمكن الاكتفاء برسم الأعمدة الثلاثة الأولى فقط والتى تحوى أكبر تكرار والتكراران السابق واللحق.

العلاقة بين المتوسطات الثلاث: (الوسط الحسابي والوسيط والمنوال)

في التوزيعات المتماثلة تتساوى المتوسطات الثلاث

الوسط الحسابي = الوسيط = المنوال

وكلما كان التوزيع ملتوياً كلما اختلفت المتوسطات الثلاث وابتعدت عن بعضها البعض وتزداد الفروق بينها كلما كان المنحنى أكثر التواءاً والعكس صحيح.

ودائماً يقترب الوسط الحسابى من ذيل المنحنى لأنه يتأثر كثيراً بالقيم الشاذة والمنوال يقع دائماً أسفل قمة المنحنى وهو أقل من الوسط الحسابى تأثراً بالقيم الشائعة ، أما الوسيط فيقع دائماً بين الوسط الحسابى والمنوال ، وقد وجد بالتجربة أن هناك علاقة تقريبية تجمع المتوسطات الثلاث وخاصة إذا كان المنحنى قريباً من التماثل وليس شديد الالتواء وللتوزيع منوال واحد فقط وهذه العلاقة هي:

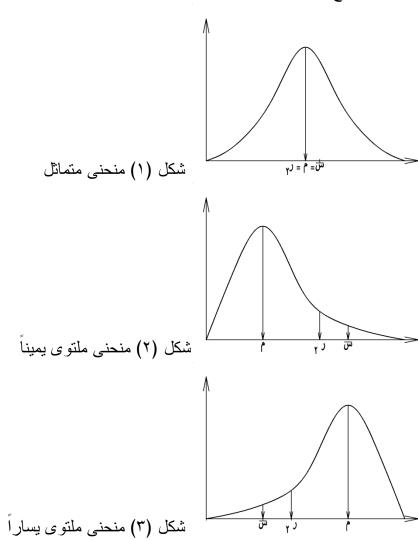
 $|| \log M - || s - || s$

 $(\gamma - \overline{\omega}) = \gamma (\overline{\omega} - \gamma)$

وتستخدم العلاقة السابقة في حساب قيم أي متوسط بمعلومية المتوسطان الآخران وخاصة إذا كان المطلوب الوسط الحسابي من توزيع تكراري

مفتوح من أحد طرفيه أو من الطرفين ، ويلاحظ أن قيمة الوسيط تقع دائماً بين الوسط الحسابى والمنوال ، كما يستخدم أحد طرفى العلاقة السابقة كمقياس لإلتواء المنحنيات وكلما زادت الفروق بين المتوسطات الثلاث كلما كان التوزيع أكثر إلتواءاً والعكس صحيح.

ويمكن توضيح العلاقات السابقة على الأشكال البيانية التالية:



تمارين على الباب الأول

1. قارن بين المتوسطات: الوسط الحسابى - الوسيط - المنوال للبيانات التالية:

٤٠, ٣٥, ٣٠, ٣٢, ٣٠, ٢٥, ٣٠, ٢٥, ٢٠

۲.

| ٥, | ٣. | ۲. | 10 | ١. | الأسعار |
|----|----|----|----|----|---------|
| 7 | ١. | ٨ | 0 | ٣ | الكميات |

المطلوب:

أ - الوسط الحسابي البسيط للأسعار

ب- الوسط الحسابي للأسعار المرجح بالكميات

٣. لدينا خمسة مجموعات من الطلبة ويبلغ عدد الطلبة في كل مجموعة على الترتيب:

70.11.70.10.1.

فإذا علم أن متوسط طول الطالب في كل مجموعة من المجموعات السابقة كان على الترتيب:

170 , 174 , 170 , 177 , 177

المطلوب:

الوسط الحسابي للأطوال في كل المجموعات

٤.

| 71. | -17. | -1 : • | -17. | -1 | - ∧• | فئات الأجر |
|-----|------|--------|------|----|-------------|--------------|
| ۲. | ٣٥ | ٤٠ | 00 | ٣0 | 10 | عدد العاملين |

المطلوب:

أ - الوسط الحسابي للأجور

ب- الوسيط بالحساب

ج - المنوال بالحساب بطريقتي الرافعة والفروق

٥.

| 119. | - 人 • | -70 | -7. | -0. | فئات الوزن |
|------|--------------|-----|------------|-----|------------|
| ١ | ۲., | ٧٥. | 70. | ۳., | عدد الطلبة |

المطلوب:

أ - حساب متوسط الوزن

ب- حساب وسيط الوزن بالحساب وبالرسم

ج- حساب القيمة الشائعة للوزن بطريقة الرافعة وبالرسم

٦.

| -19. | -14. | -170 | -100 | -10. | أقل من ١٥٠ | فئات الطول |
|------|------|------|------|------|------------|------------|
| ۲. | ٥, | 10. | ٣., | ١ | ١. | عدد الطلبة |

المطلوب:

أ - حساب وسيط الطول بالحساب والرسم من الجدول المتجمع الهابط

ب- حساب المنوال بطريقة الفروق وبالرسم

ج- استنتاج الوسط الحسابي للطول بمعلومية الوسيط والمنوال

٠٧.

| ٤٢,٥-٣٧,٥ | -47,0 | - ۲۷,0 | -77,0 | -17,0 | الفئات |
|-----------|-------|--------|-------|-------|-----------|
| ٥ | 10 | ٣. | ١٨ | 17 | التكرارات |

المطلوب:

أ - الوسط الحسابي

ب- ارسم المنحنى المتجمع الصاعد واستنتج منه الوسيط

ج- ارسم المدرج التكراري واستنتج منه المنوال

۸.

| ٤٠-٣٠ | -70 | -11 | -1. | -٦ | صفر – | الفئات |
|-------|-----|-----|-----|----|-------|-----------|
| ۲. | ٥, | 1.0 | ۳۲. | ۸. | ٦, | التكرارات |

المطلوب:

أ - ارسم المنحنيين الصاعد والهابط معاً واستنتج منهما قيمة الوسيط

ب ارسم المدرج التكراري واستنتج المنوال منه

ج- استنج الوسط الحسابي من المقياسيين السابقين

٩.

| ٧. | ٦. | ٥, | ٤٠ | ٣. | ۲. | ١. | الأوزان |
|----|----|----|----|----|----|----|---------|
| ٧ | ١٣ | ٥, | 70 | 44 | ۲٧ | ١٨ | الأعداد |

المطلوب:

أ – الوسط الحسابي

ب- الوسيط بالحساب

ج - المنوال بالحساب

الباب الثانى مقاييس التشتت Measures of Dispersion

الفصل الأول: الانحراف المعيارى

الفصل الثاني: نصف المدى الربيعي

الفصل الثالث: معامل الإختلاف

الفصل الأول الانحراف المعيارى Standard Deviation

خصائص الانحراف المعيارى:

- 1. من أدق مقاييس التشتت المطلقة وأكثرها شيوعاً أو استخداماً ولكنه لا يصلح للمقارنات بين تشتت التوزيعات المختلفة إلا إذا كان لها نفس وحدة القياس حيث أن الانحراف المعيارى يأخذ نفس وحدة قياس المتغير الأصلى.
 - ٢. يستخدم جميع مفردات المتغير عند حسابه.
- ٣. يعالج أهم عيوب الانحراف المتوسط الذي يهمل الاشارات عند إيجاد مجموع الانحرافات المطلقة و لا يمكن حسابه على أساس الانحرافات عن الوسيط أو المنوال.
 - ٤. لا يمكن حسابه من الجداول المفتوحة.
- الانحراف المعيارى يحسب على أساس مجموع مربعات انحرافات القيم عن الوسط الحسابى وهى دائماً أصغر ما يمكن إذا ما قورنت بمجموع مربعات انحرافات القيم عن أى متوسط مركزى آخر.
- 7. إذا ربعنا الانحراف المعيارى نحصل على مقياس جديد يطلق عليه التباين Variance ولذلك فالتباين هو مربع الانحراف المعيارى ويكون الانحراف المعيارى هو جذر التباين والتباين له استخدامات هامة ومتعددة خاصة في علم الإحصاء التحليلي.
- ٧. يعتبر الانحراف المعيارى أحد العناصر الرئيسية المكونة لمعادلة المنحنى الطبيعى ومعادلات بعض التوزيعات الأخرى غير المتماثلة

وفى حساب الارتباط والانحدار وكثير من موضوعات الإحصاء الوصفى والتحليلي.

٨. لا يتأثر الانحراف المعيارى بالجمع والطرح ولكنه يتأثر بالضرب والقسمة ويجب مراعاة تأثير ذلك على الناتج النهائي.

أولاً: البيانات غير المبوبة:

الانحراف المعيارى هو الجذر التربيعى الموجب لمتوسط مربعات انحرافات القيم عن وسطها الحسابى لذلك فهو يعالج عيوب الانحراف المتوسط حيث نوجد انحرافات القيم عن الوسط الحسابى ثم نربع هذه الانحرافات حتى تصبح كلها موجبة ونوجد متوسطها ، وأخيراً نوجد الجذر التربيعى الموجب لمتوسط مجموع مربعات الانحرافات عن الوسط الحسابى فينتج الانحراف المعيارى.

وبفرض أننا سنرمز للإنحراف المعيارى بالرمز (ع) إذن يصبح التباين (ع) وبالتطبيق الرياضى للتعريف السابق نجد أن:

$$3^{7} = \frac{\sqrt{(\omega - \overline{\omega})^{7}}}{\dot{\upsilon}}$$

ويمكن تبسيط للقانون السابق رياضياً كما يلى:

$$\frac{\left(\sqrt{7} + \overline{w} \times \overline{w} + \overline{w}\right)}{\sqrt{2}} = \sqrt{2}$$

$$\frac{\frac{1}{\sqrt{2}} \times \frac{1}{\sqrt{2}}}{\sqrt{2}} + \frac{\sqrt{2} \times \frac{1}{\sqrt{2}}}{\sqrt{2}} - \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}} = \frac{1}{\sqrt{2}}$$

$$\frac{\sqrt{w} + w \times w \times w}{\sqrt{w}} = \frac{\sqrt{w} + \sqrt{w} \times w}{\sqrt{w}} = \frac{\sqrt{w} + \sqrt{w} \times w}{\sqrt{w}} = \frac{\sqrt{w} + \sqrt{w}}{\sqrt{w}} = \frac{\sqrt{w}}{\sqrt{w}} = \frac{$$

مثال:

احسب التباين والانحراف المعيارى للقيم التالية:

10,17,1,,,,,,,,

الحل:

| س | <i>س</i> |
|----------|----------|
| ١٦ | ٤ |
| 70 | ٥ |
| ٦٤ | ٨ |
| ١ | ١. |
| 1 £ £ | ١٢ |
| 770 | 10 |
| 0 7 5 | 0 2 |
| مجــ س ' | مجــ س |

$$\begin{pmatrix}
\frac{\nabla}{\partial t} & \frac$$

ولا يتأثر الإنحراف المعيارى عند تبسيط البيانات بطرح أو جمع وسط فرضى حيث أن الطرح والجمع لا يؤثران على الناتج التهائى ولكنه يتأثر بعمليات الضرب والقسمة ولذلك لابد من معالجة نتائجها بالعملية العكسية تماماً.

ثانياً: البيانات المبوية:

(١) الطريقة المطولة:

يعرف الإنحراف المعيارى في التوزيعات التكرارية بأنه متوسط مجموع مربعات الإنحرافات أو الفروق عن الوسط الحسابي مرجحاً بالتكرارات حدث:

$$3^{7} = \frac{-\frac{1}{2}\left(\omega - \overline{\omega}\right)^{3}}{-\frac{1}{2}\left(\omega - \overline{\omega}\right)^{3}}$$

ويمكن تبسيط العلاقة السابقة بنفس خطوات التبسيط التي أجريناها في البيانات غير المبوبة بحيث نصل للقانون التالي:

$$\frac{\Upsilon\left(\frac{\omega}{-\infty}\right) - \frac{\Upsilon}{-\infty}}{-\infty} = \Upsilon_{\infty} \therefore$$

$$\frac{\Upsilon\left(\frac{\omega}{-\infty}\right) - \frac{\Upsilon}{-\infty}}{-\infty} = \Upsilon_{\infty} \therefore$$

$$\frac{\Upsilon\left(\frac{\omega}{-\infty}\right) - \frac{\Upsilon}{-\infty}}{-\infty} = \Upsilon_{\infty} \therefore$$

(٢) الطريقة المختصرة:

إذا قمنا بتبسيط العمليات الحسابية في التوزيع عن طريق اختيار وسط فرضى مناسب (أ) واستبعاده من جميع مراكز الفئات دون أن تتأثر النتيجة النهائية للانحراف المعياري نتيجة عمليات الطرح أو الجمع ويمكن استخدام نفس الصيغة الرياضية السابقة باستبدال مراكز الفئات بالانحرافات فقط ويصبح الإنحراف المعياري هو متوسط مجموع مربعات الفروق بين الانحرافات عن وسط فرضى والوسط الحسابي مرجحاً بالتكرارات كما يلي:

$$3^{7} = \frac{-\frac{1}{2}\left(5 - \frac{1}{2}\right)^{7}}{2}$$

وبتبسيط العلاقة السابقة يمكن أن نصل لنفس الصورة كما يلى:

$$3^{7} = \frac{1}{4} = \frac{1}{4$$

(٣) الطريقة المختصرة المختزلة:

إذا قسمنا انحرافات الوسط الحسابى عن وسط فرضى على عامل مشترك سواء كان طول الفئة فى الجداول التكرارية ذات الفئات المتساوية أو أى عامل مشترك آخر وليكن (ط) فإن الإنحراف المعيارى يتأثر بالعامل المشترك (عامل الاختزال) ولابد من ضرب الناتج النهائى فى العامل المشترك (ط) كما يلى:

$$3' = 4' \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{1 - \frac{1}{2}}} - \frac{1}{\sqrt{1 - \frac{1}{2}}} \\ \frac{1}{\sqrt{1 -$$

مثال:

احسب التباين والإنحراف المعياري للتوزيع التكراري التالي:

| 7577. | -7 | -14. | -17. | -12. | -17. | -1 | فئات الأجر |
|-------|----|------|------|------|------|----|--------------|
| 0 | 70 | ٤٠ | ۸. | 0. | ۳. | ۲. | عدد العاملين |

(١) الطريقة المطولة:

نقوم بإعداد نفس الجدول المعد عند حساب الوسط الحسابى (\overline{w}) بالطريقة المطولة ونضيف عليه خانة إضافية جديدة تنتج من ضرب خانة (\overline{w}) كما يلى:

| ك س خ | ك س | <i>U</i> u | ك | ف |
|---------|-------------|------------|-------|------------|
| 7 £ 7 | 77 | 11. | ۲. | -1 |
| 0. / | 49 | ١٣. | ٣. | -17. |
| 1170 | ٧٥ | 10. | ٥, | -12. |
| 7777 | 187 | ١٧. | ۸. | -17. |
| 1222 | Y 7 | ١٩. | ٤٠ | - 1 |
| 11.70 | 070. | ۲1. | 70 | -7 |
| ٧٩٣٥ | 750. | 74. | 10 | 7577. |
| ٧٥٢٦٠٠٠ | ٤٣٥ | | ۲٦. | |
| مجے ك س | مجـ ك س | | مجـ ك | |

$$\frac{7}{4} \left(\frac{-2 + 2 + 2}{4} - \frac{2}{4} - \frac{2}{4} - \frac{2}{4} \right) - \frac{7}{4} = \frac{7}{4}$$

$$\left(\frac{\xi \pi \circ \cdot \cdot}{\gamma \cdot \cdot}\right) - \frac{\forall \circ \gamma \cdot \cdot \cdot \cdot}{\gamma \cdot \cdot \cdot} =$$

$$YV991, A7 - YA957, 10 =$$

(٢) الطريقة المختصرة:

نقوم بإعداد نفس الجدول المعد عند حساب الوسط الحسابى (\overline{w}) بالطريقة المختصرة ونضيف عليه خانة إضافية جديدة تنتج من ضرب خانة (b - c) لتنتج الخانة (b - c) كما يلى:

| ك ح٢ | ك ح | ح | س | [ى | ف |
|---------|---------|--------|-----|-------|---------|
| ٧٢ | 17 | ٦ | 11. | ۲. | -1 |
| ٤٨٠٠٠ | 17 | ٤ • - | ۱۳. | ٣. | -17. |
| 7 | ١ | ۲ | 10. | ٥, | -1 ٤ • |
| صفر | صفر | صفر | ١٧. | ۸. | -17. |
| 17 | ۸ | ۲. | 19. | ٤. | 一 1 人 • |
| ٤٠٠٠ | ١ | ٤. | ۲١. | 70 | -۲ |
| 0 2 | 9 | , , | 74. | 10 | 7577. |
| 70 | V • • — | | | ۲٦. | |
| مجے ك ح | مجاك ح | | | مجـ ك | |

حیث أ = ۱۷۰

$$3^{7} = \frac{-2 \cdot 5}{-2} - \frac{1}{2} = \frac{7}{2}$$

$$\left(\frac{\forall \cdots}{\forall \tau}\right) - \frac{\forall \sigma \cdots \sigma}{\forall \tau} =$$

يتضح من الحل السابق أن الإنحراف المعيارى لم يتأثر بطرح وسط فرضى (أ) من مراكز الفئات.

(٣) الطريقة المختصرة المختزلة:

نقوم بإعداد نفس الجدول المعد عند حساب الوسط الحسابي (س) بالطريقة المختصرة ونضيف عليه خانة إضافية جديدة تنتج من ضرب خانة (ك ح) في خانة (ع) لتنتج الخانة (ك ع) كما يلي:

| <u>ئ</u> ى ك ^۲ | ك ك | 7 | ح | س | ك | ف |
|---------------------------|--------|-----|-----|-----|------|-------|
| ١٨٠ | ٦ | ٣- | ٦ | 11. | ۲. | -1 |
| ١٢. | ٦ | ۲- | ٤ | ۱۳. | ٣. | -17. |
| ٥, | ٥ | 1- | ۲ | 10. | ٥, | -15. |
| صفر | صفر | صفر | صفر | ١٧. | ۸. | -17. |
| ٤٠ | ٤٠ | ١ | ۲. | ١٩. | ٤٠ | -14. |
| ١ | ٥, | ۲ | ٤٠ | ۲۱. | 70 | -7 |
| 180 | ٤٥ | ٣ | ٦. | ۲٣. | 10 | 7577. |
| 770 | ۳٥- | | | | ۲٦. | |
| مجے ك ك | مجاك ح | | | | مجاك | |

حيث أ = ١٧٠ لا يتأثر بها الإنحراف المعياري

حيث ط = ٢٠ يتأثر بها الإنحراف المعيارى

$$\begin{cases} \sqrt{\left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\right)} - \frac{\sqrt{\frac{1}{2}}}{\sqrt{\frac{1}{2}}} \\ \sqrt{\frac{1}{2}} - \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \frac{1$$

تصحیح شبرد Sheppard's Correction:

فى البيانات المبوبة فقط فى جداول تكرارية افترضنا أن التكرارات داخل كل فئة موزعة بإنتظام على مدار الفئة ولذلك أعطينا كل تكرار قيمة متوسطة هى مركز الفئة بالرغم من اختلاف ذلك تماماً مع واقع البيانات المفردة الفعلية قبل تبويبها ، ويتوقف هذا التقريب على طول الفئة من ناحية ومدى التوزيع المنتظم للتكرارات داخل الفئة من ناحية أخرى ، ولذلك اقترح "شبرد - Sheppard" معالجة هذا الخطأ الفرضى بأن يتم

طرح المقدار $\frac{d}{dt}$ تحت الجذر التربيعي للإنحراف المعياري حيث يصبح قانون الإنحراف المعياري بعد التصحيح كما يلي:

حيث (ط) هي طول الفئة وبتطبيق هذا التصحيح على المثال السابق نجد أن:

$$0$$
:
$$\frac{7}{17} - 905, \xi = \xi$$

$$= \sqrt{11,1} = \sqrt{17}$$

$$= \sqrt{17}$$

الفصل الثاني نصف المدى الربيعي Semi Interquartile Range

المدى: Range

المدى لمجموعة من القيم أو المشاهدات عبارة عن الفرق بين أكبر قراءة وأصغر قراءة يمكن أن يأخذها المتغير ، ويعبر المدى عن التشتت المطلق بين القيم أو القراءات ولكنه أقل مقاييس التشتت المطلقة دقة بالرغم من أنه سهل الحساب ولكنه يتأثر بشدة بالقيم الشاذة ، كما لا يأخذ كل القيم في الاعتبار عند الحساب بل يكتفي بقيمتين فقط أكبر قيمة وأصغر قيمة وبالرغم من العيوب السابقة فهو مؤشر للتشتت خاصة في المجموعات الكبيرة جداً.

ويمكن حساب التشتت أيضاً من الجداول التكرارية وذلك عن طريق الفرق بين الحد الأعلى للفئة الأخيرة والحد الأدنى للفئة الأولى ولذلك لا يمكن حسابه من الجداول التكرارية المفتوحة.

كما يستخدم المدى كثيراً فى خرائط مراقبة جودة الإنتاج لكثرة العينات المأخوذة على فترات متقاربة.

مثال ١:

احسب المدى للقيم التالية:

٤٥ , ٣٦ , ٨ , ٦٥ , ٢٤ , ١٢

لحل:

 $VV = \Lambda - 70 = VV$ المدى

ويمكن التعبير عن المدى بطريقة أخرى وذلك بأن نقول المدى للقيم السابقة يتراوح بين ٨، ٦٥

مثال ٢:

احسب المدى للتوزيع التكراري التالي:

| ٤٠-٣٥ | -٣. | -70 | -7. | -10 | -1. | -0 | ف |
|-------|-----|-----|-----|-----|-----|----|---|
| ١. | ۲. | ٤٠ | ٧. | 0. | ٣. | ١. | ك |

الحل:

ro = o - ٤ + = 0 المدى

نصف المدى الربيعي: Semi Interquartile Range

خصائص نصف المدى الربيعي:

- المدى الربيعى أصعب فى طريقة حسابه من المدى ولكنه يعالج بعض عيوب المدى ومن أهمها أنه يهمل القراءات المتطرفة.
- ٢. لا يأخذ كل المفردات في الاعتبار عند الحساب ولكنه يعتمد على قراءتين فقط مثل المدى القراءة الأولى وتقع في نهاية الربع الأول للبيانات والقراءة الثانية التي تقع في نهاية الربع الثالث للبيانات وذلك بعد ترتيب البيانات تصاعدياً أو تنازلياً.

وكما رأينا في الفصل السابق أن الإنحراف المعياري يعتمد على الإنحرافات أو الفروق عن الوسط الحسابي نجد أن نصف المدى الربيعي يعتمد في حسابه على الإنحراف بين الربيع الأعلى والوسيط أو الربيع الأدنى والوسيط حيث يفترض أن الوسيط يقع في منتصف المسافة بين

الربيع الأدنى والربيع الأعلى خاصة إذا كان التوزيع متماثلاً ، ولذلك فإن نصف المدى الربيعي يعنى منتصف المسافة بين الربيعين الأدنى والأعلى والتى تعادل المسافة بين أحد الربيعين والوسيط والتى يمكن اعتبارها مقياساً مطلقاً للتشتت.

أولاً: البيانات غير المبوبة:

بعد ترتيب القراءات أو القيم ترتيباً تصاعدياً أو ترتيباً تنازلياً يمكن تحديد المفاهيم التالية:

(Lower) First Quartile ، الربيع الأول (الأدنى) ر ،

هو القيمة التى يقع أقل منها أو دونها ربع القيم المختلفة للمتغير وبالتالى يقع أكثر منها ثلاثة أرباع القيم المختلفة للمتغير وذلك من ناحية العدد فقط.

۲. الربيع الثاني (الوسيط) رب Second Quartile ۲.

هو القيمة التى يقع أقل منها أو دونها نصف القيم المختلفة للمتغير وبالتالى يقع أكثر منها النصف الآخر لقيم المتغير وذلك من ناحية العدد فقط.

Third Quartile والأعلى) رم الربيع الثالث (الأعلى). ٣

هو القيمة التى يقع أقل منها أو دونها ثلاثة أرباع القيم المختلفة للمتغير وبالتالى يقع أكثر منها الربع الآخر لقيم المتغير وذلك من ناحية العدد فقط.

ويتم حساب الربيع الأول والربيع الثالث بنفس طريقة حساب الوسيط الواردة في الباب الثاني من هذا الكتاب مع اختلاف ترتيب كل ربيع.

خطوات الحساب:

- ١. ترتيب القراءات أو القيم ترتيباً تصاعدياً أو ترتيباً تنازلياً.
 - ٢. نحدد ترتيب الربيعين كما يلي:

$$-$$
 ترتيب الربيع الأدنى = $\frac{0}{2}$

$$-$$
 ترتیب الربیع الأعلی = $\frac{\pi_0}{2}$

٣. نحدد قيمة الربيعين ر١، ر٣ بالعد حسب الترتيبين السابقين.

$$\frac{c_{\eta} - c_{\eta}}{1}$$
 : نصف المدى الربيعى = $\frac{c_{\eta} - c_{\eta}}{1}$

مثال:

استخرج نصف المدى الربيعي للقيم التالية:

٤٠, ١٠, ٣٥, ٣٠, ٢٨, ٢٢, ١٨, ٢٥, ١٤, ٢٠

الحل:

١. ترتيب القراءات تصاعدياً

٤٠, ٣٥, ٣٠, ٢٨, ٢٥, ٢٢, ٢٠, ١٨, ١٤, ١٠

۲. ترتیب الربیع الأدنی =
$$\frac{0}{3} = \frac{0}{3}$$
 = ۲.

أى أن قيمة الربيع الأدنى تقع بين القراءتين الثانية والثالثة
$$11+15$$
 .. ر $_1=\frac{11+15}{7}$.. الوسط الحسابى للقراءتين

7. ترتیب الربیع الأعلی =
$$\frac{\pi}{3}$$
 = $\frac{\pi \times 7}{3}$ = $\frac{7 \times 7}{3}$ = $\frac{7}{3}$. $\frac{7}{3$

3.
$$\frac{17-79}{1} = \frac{7-7}{7} = \frac{7-79}{7} = \frac{17-79}{7} =$$

ثانياً: البيانات المبوية:

(١) نصف المدى الربيعي بالحساب:

الخطوات:

- نكون جدول التوزيع التكراري المتجمع الصاعد أو الهابط
 - نحدد ترتیب الربیعین:

$$\frac{\alpha - 2}{\alpha}$$
 ترتیب الربیع الأدنی = $\frac{\alpha - 2}{\alpha}$

$$\frac{7}{1}$$
 ترتيب الربيع الأعلى = $\frac{7}{1}$

• نحدد التكراران المتجمعان اللذان يُحصر بينهما ترتيب الربيعين ، ثم نحدد فئتى الربيعين المقابلة ونوجد قيمة الربيعين داخل الفئتين بالنسبة

والتناسب (على أساس الاستكمال الرياضي الخطى) الذي يفترض أن التكرارات موزعة بإنتظام داخل الفئة ولذلك يمكن استخدام القوانين التالية:

حالة الجدول التكراري المتجمع الصاعد:

ر، = الحد الأدنى لفئة الربيع الأدنى + طول فئة الربيع الأدنى × ترتيب الربيع الأدنى - تكرار الحد الأدنى م تكرار الحد الأدنى تكرار الحد الأدنى

ر $_{\rm m}$ = الحد الأدنى لفئة الربيع الأعلى + طول فئة الربيع الأعلى $_{\rm m}$ ترتيب الربيع الأعلى $_{\rm m}$ - تكرار الحد الأدنى $_{\rm m}$ تكرار الحد الأعلى $_{\rm m}$ - تكرار الحد الأدنى

حالة الجدول التكراري المتجمع الهابط:

ر، = الحد الأدنى لفئة الربيع الأدنى + طول فئة الربيع الأدنى × تكرار الحد الأدنى - ترتيب الربيع الأعلى تكرار الحد الأدنى - تكرار الحد الأعلى

ر " = الحد الأعلى لفئة الربيع الأعلى + طول فئة الربيع الأعلى × تكرار الحد الأدنى - ترتيب الربيع الأدنى منكرار الحد الأدنى - تكرار الحد الأعلى

ملاحظة هامة:

فى الجدول التكرارى المتجمع الهابط نجد أن ترتيب الربيع الأدنى يعطى قيمة الربيع الأعلى وترتيب الربيع الأعلى يعطى قيمة الربيع الأدنى.

(٢) نصف المدى الربيعي بالرسم:

الخطوات:

- نكون جدول التوزيع التكراري المتجمع الصاعد أو الهابط
 - نرسم المنحنى التكراري المتجمع الصاعد أو الهابط
 - نحدد ترتیب الربیعین:

$$\frac{\frac{-1}{\sqrt{2}}}{\sqrt{2}} = \frac{\frac{-1}{\sqrt{2}}}{\sqrt{2}}$$

$$\frac{7}{1}$$
 ترتیب الربیع الأعلی = $\frac{7}{1}$

• نحدد ترتيب الربيعين السابقين على المحور الرأسى (التكرارات المتجمعة) ونرسم منهما خطان موازيان للمحور الأفقى فيتقاطعا مع المنحنى التكرارى المتجمع في نقطتين نسقط منهما عمودان على المحور الأفقى فيتحدد قيمة الربيعين.

مثال:

استخرج نصف المدى الربيعي بالحساب وبالرسم للتوزيع التالي:

| 111 | -9 ⋅ | - ∧• | -Y• | -7. | فئات الوزن بالكيلو |
|-----|-------------|-------------|-----|-----|--------------------|
| ١. | ۲. | 10 | ٣٥ | ۲. | عدد الطلبة |

الحل:

(۱) نصف المدى الربيعي بالحساب:

أ - عن طريق الجدول المتجمع الصاعد:

| | | | |
|----------------------|-------------------|--------------|--------------|
| تكرارات متجمعة صاعدة | فئات متجمعة صاعدة | التكرارات | الفئات |
| صفر | أقل من ٦٠ | ۲. | -7. |
| ۲. | أقل من ٧٠ | ٣٥ | -V• |
| ۲٥ — | · · · · · | | |
| 00 | أقل من ٨٠ | 10 | - 人 • |
| ٧. | أقل من ۹۰ | ۲. | -9. |
| Yo | C+ | | |
| 9. | أقل من ١٠٠ | ١. | 111 |
| ١ | ۱۱۰ فأقل | ١ | _ |
| | | بيع الأدنى = | ترتيب الر |
| | 700 | - × \ . + | ر, = ۲۷ |
| | , | ۷۱,٤٣ كيلو | ∴ ر, = |
| | ٣محــك ٢٠٠٠× | | |

$$C_{\lambda} = .6 + .1 \times \frac{0.4 - 1}{0.00}$$

$$\frac{c_{\eta} - c_{\eta}}{\gamma}$$
نصف المدى الربيعى $=\frac{c_{\eta} - c_{\eta}}{\gamma}$

$$=\frac{c_{\eta} - c_{\eta}}{\gamma}$$

$$=\frac{c_{\eta} - c_{\eta}}{\gamma}$$

$$=\frac{c_{\eta} - c_{\eta}}{\gamma}$$

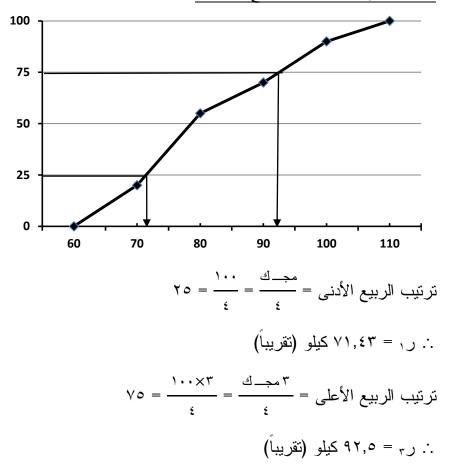
ب- عن طريق الجدول المتجمع الهابط:

| بطة | كرارات متجمعة ها | فئات متجمعة هابطة | التكرارات | الفئات |
|-----|------------------|---|--------------|--------------|
| | ١ | ٦٠ فأكثر | ۲. | -7. |
| | ۸. | ۷۰ فأكثر | ٣٥ | -Y• |
| | ٧٥ | ر, → | | |
| | ٤٥ | ۸۰ فأكثر | 10 | - 人 • |
| | ٣. | ۹۰ فأكثر | ۲. | -9. |
| | ۲٥ | ─ ~ | | |
| | ١. | ۱۰۰ فأكثر | ١. | 111 |
| | صفر | أكثر من ١١٠ | 1 | _ |
| | | $70 = \frac{1}{\xi} = \frac{2}{\xi}$ | بيع الأدنى = | ترتيب الر |
| | | 70-7 | - × \ . + | ر۽ = ٠٩ |
| | | | ۹۲٫٥ كيلو | ∴ رہ = |
| | Y0 = | $=\frac{\frac{1 \cdot \cdot \times \pi}{2}}{2} = \frac{\frac{\pi}{2}}{2} = \frac{\pi}{2}$ | بيع الأعلى = | ترتيب الر |
| | | | - × \ + | ر, = ۲۰ |
| | | | ۷۱,٤٣ كيلو | ∴ ر، = |

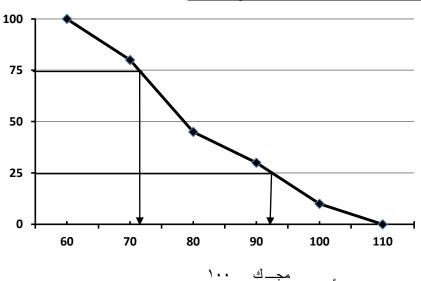
$$\frac{c_{\eta} - c_{\eta}}{\gamma}$$
نصف المدى الربيعى $= \frac{70,000}{\gamma}$
 $= \frac{70,0000}{\gamma}$
 $= \frac{70,0000}{\gamma}$
 $= \frac{70,0000}{\gamma}$

(١) نصف المدى الربيعي بالرسم:

أ - عن طريق الجدول المتجمع الصاعد:



ب - عن طريق الجدول المتجمع الهابط:



$$70 = \frac{7 \times 7}{3} = \frac{7}{3} = \frac{7}{3}$$
 ترتیب الربیع الأعلى = $\frac{7}{3}$

نصف المدى الربيعى =
$$\frac{c_{\pi}^{-c_{\pi}}}{c_{\pi}^{-c_{\pi}}} = \frac{c_{\pi}^{-c_{\pi}}}{c_{\pi}^{-c_{\pi}}} = \frac{c_{\pi}^{-c_{\pi}}}{c_{\pi}^{-c_{\pi}}}$$
 كيلو



الفصل الثالث معامل الاختلاف

Coefficient of Variation

هو مقياس التشتت النسبى حيث يلغى معامل الاختلاف تأثير وحدات القياس ويحول مقياس التشتت المطلق إلى مقياس تشتت نسبى وبالتالى يصلح هذا المقياس المقارنة بين تشتت التوزيعات المختلفة خاصة التوزيعات المختلفة فى وحدات القياس والمختلفة فى قيمة الوسط الحسابى.

ويمكن في هذا الصدد أن نحسب نوعين لمعامل الاختلاف يتوقف كل نوع على مقياس التشتت المستخدم وهما:

(١) معامل الاختلاف المعيارى:

هو الأكثر استخداماً وينتج من قسمة الانحراف المعيارى على الوسط الحسابى للتوزيع ويضرب الناتج فى ١٠٠ لتحويله إلى معامل مئوى ويستخدم عند المقارنة بين تشتت التوزيعات المختلفة ، ويتم حسابه كما يلى:

معامل الاختلاف المعيارى =
$$\frac{\text{الانحراف المعيارى}}{\text{الوسط الحسابى}}$$

$$\dot{z}_3 = \frac{3}{m} \times \cdots$$

(٢) معامل الاختلاف الربيعي:

يصلح للتطبيق في حالة الجداول التكرارية المفتوحة كما يصلح إذا كان المطلوب إيجاد معامل الاختلاف بالرسم ففي هذه الحالات لا نستطيع حساب الوسط الحسابي والانحراف المعياري.

وينتج معامل الاختلاف الربيعي من قسمة نصف المدى الربيعي على الوسط الحسابي للربيعين الذي غالباً ما ينتج الوسيط خاصة في التوزيعات المتماثلة أو القريبة جداً من التماثل ، ثم يضرب الناتج في ١٠٠ لتحويله إلى معدل مئوى كما يلي:

معامل الاختلاف الربيعي = نصف المدى الربيعي = الوسط الحسابي للربيعين

$$\dot{S}_{c} = \left(\frac{c_{\gamma} - c_{\gamma}}{\gamma} \div \frac{c_{\gamma} + c_{\gamma}}{\gamma}\right) \times \cdots \right)$$

$$\dot{\varsigma}_{c} = \frac{c_{\eta} - c_{\eta}}{c_{\eta} + c_{\eta}} \times \cdots$$

مثال (١):

احسب معامل الاختلاف المعيارى لتوزيع تكرارى حيث انحرافه المعيارى ع= 8.7.7 ووسطه الحسابى $\overline{m} = 1.77.7$

لحل:

$$1 \cdot \cdot \times \frac{\pi \cdot , \Lambda q}{177, \pi} = 1 \cdot \cdot \times \frac{\xi}{\overline{\omega}} = \xi \dot{\xi}$$

.: خع = ١٨,٥ ٪ تشتت صغير أو منخفض

ملاحظة:

كلما اقترب معامل الاختلاف من الصفر كلما كان التشتت صغيراً وكلما اقترب من ١٠٠٪ كلما كان التشتت عال جداً وكلما اقترب من ٥٠٪ كلما كان التشتت متوسطاً أو معتدلاً.

مثال (٢):

احسب معامل الاختلاف المعيارى لتوزيع تكرارى حيث قيمة الربيع الأدنى ر= 1,5 وقيمة الربيع الأعلى ر= 1,5

لحل:

$$\dot{\sigma}_{c} = \frac{c_{\pi} - c_{\eta}}{c_{\eta} + c_{\eta}} \times \dots \times \frac{c_{\eta} + c_{\eta}}{c_{\eta}}$$

$$= \frac{c_{\eta} + c_{\eta}}{c_{\eta}} \times \dots \times \frac{c_{\eta}}{c_{\eta}} \times \dots$$

مثال (٣): قارن بين تشتت الأجر في المصنعين التاليين:

| الانحراف المعيارى | متوسط الأجور | المقاييس المعال |
|-------------------|--------------|-----------------|
| 00 | ٩. | عمال مصنع (أ) |
| YA | 10. | عمال مصنع (ب) |

الحل:

$$1 \cdot \cdot \times \frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{1}{\sqrt{2$$

الأجور أكثر تشتتاً في المصنع (أ) عنها في المصنع (ب) بالرغم من أن الإنحراف المعياري في المصنع (أ) أقل منه في المصنع (ب) ، إذن لا نستطيع الحكم على التشتت بإستخدام الإنحراف المعياري بمفرده لأنه مقياس مطلق.

تمارين على الباب الثاني

1. إذا كان لدينا درجات نجاح عدد ١٠ طلبة من طلاب كلية التجارة جامعة القاهرة في مادة الإحصاء هي:

۱۵، ۱۲، ۱۳، ۱۵، ۱۳، ۱٤، ۱۲، ۱۸، ۱۵ المطلوب:

أ. حساب التباين و الإنحراف المعيارى
 ب. حساب المدى و نصف المدى الربيعى

إذا كان لدينا درجات عدد ١٠ طلبة من طلاب كلية التجارة جامعة القاهرة في مادتي الإحصاء والتأمين هي:

| ١. | ٩ | ٨ | ٧ | ٦ | ٥ | ٤ | ٣ | ۲ | ١ | |
|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|---------|
| ١٧ | ١٤ | ١. | ٢ | ١٦ | 11 | ٨ | ١٤ | ١٨ | ١٢ | الإحصاء |
| ١٣ | 11 | ٥ | ١. | ١٤ | ۱۳ | ١. | ١٧ | 10 | ۱۳ | التأمين |

المطلوب:

قارن بين تشتت درجات المادتين باستخدام كل من معامل الاختلاف المعيارى ومعامل الاختلاف الربيعي.

۳. فئات الدخل أقل من ٥٠ ٥٠ -١٠٠ - ١٥٠ - ٢٥٠ فأكثر
 عدد العاملين ١٥ ٢٥ ٣٠ ١٠ ٥ المطلوب:

حساب مقياس تشتت مطلق ونسبى مناسب للتوزيع السابق.

٤. فئات الوزن ٥٠- ٦٠ -٧٠ -٩٠ -١٠ -١١٠ -١٠٠
 عدد الطلبة ٢٠ ٤٥ ٢٠ ٣٠ ١٥ ١٧ ٣
 المطلوب:

حساب التباين والإنحراف المعيارى ومعامل الإختلاف المعيارى.

٥٠. فئات الأجر ٨٠ - ١٠٠ - ١٠٠ - ٢٠٠ - ٢٠٠ - ٢٥٠ - ٢٠٠ - ٥٠٠ - ٥٠٠ مال مصنع (أ) ٢٠ ٥٤ ٥٨ ٥٥ ٣٥ ٣٠ ٥١ ٥ ٥ مال مصنع (ب) ٣٠ ٣٥ ٧٥ ٥٥ ٥٥ ٣٥ ٥١ ٥١ ٥ المطلوب:

قارن بين تشتت الأجر في المصنعين.

الباب الثالث الإرتباط والإنحدار Correlation and Regression

الفصل الأول: الإرتباط الخطى البسيط

الفصل الثاني: الإنحدار الخطى البسيط

مقدمة:

ننتقل من دراسة ظاهرة واحدة أو متغير واحد إلى دراسة ظاهرتين أو متغيرين لتحديد العلاقة أو الإرتباط بينهما وإذا كان هناك علاقة أو ارتباط فما نوعها أوإتجاهها وشدتها ويتم ذلك من خلال دراسة موضوع الإرتباط وإذا كان أحد المتغيرين يؤثر في المتغير الآخر أو بينهما عامل مشترك يتأثران به معاً ويتم تحديد هذه العلاقة السببية أو الموضوعية بين المتغيرين من خلال دراسة موضوع الإنحدار واستخدام العلاقات الإنحدارية بين المتغيرين في التنبؤ مستقبلاً بقيمة أحد المتغيرين بدلالة أي قيمة معطاه للمتغير الآخر.

وستركز دراستنا في هذا الباب على العلاقة الخطية أو المستقيمة بين المتغيرين (س، ص) من خلال الفصول التالية:

الفصل الأول: الإرتباط الخطى البسيط

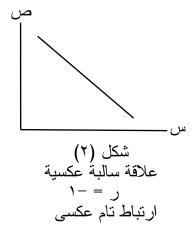
الفصل الثاني: الإنحدار الخطى البسيط

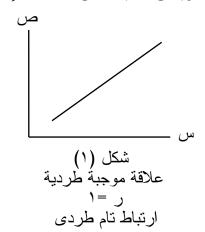
الفصل الأول الارتباط الخطى البسيط Simple Linear Correlation

مقدمة:

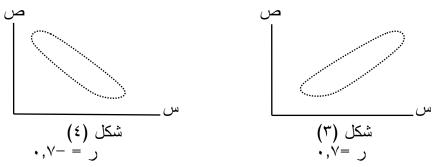
عند قياس العلاقة أو الإرتباط بين متغيرين مثل العلاقة بين الدخل والإستهلاك فمنطقى أنه كلما زاد الدخل زاد الإستهلاك والعكس صحيح أي أن العلاقة بين الدخل والإستهلاك هي علاقة طردية (في إتجاه واحد) كما إن العلاقة بين الإستهلاك والإدخار حتماً ستكون علاقة عكسية (في إتجاهين مختلفين) ، وقد لا يكون هناك أي علاقة أو إرتباط بين المتغيرين مثل العلاقة بين طول شخص ودرجاته في إمتحان معين ولذلك يكون الإرتباط في هذه الحالة منعدم ، وقياس الإرتباط بين متغيرين لا يحدد العلاقة السببية بينهما بمعنى تحديد أي المتغيرين متغير مستقل وأيهما متغير تابع ولكن تحدد العلاقة السببية بينهما عن طريق المعادلات الإنحدارية.

ويمكن تحديد بعض الأشكال الإنتشارية للمتغيرين س ، ص فيما يلى:



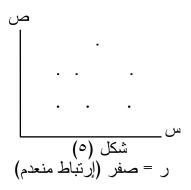


ويتضح من الشكلين السابقين أن جميع النقط التى تمثل العلاقة بين المتغيرين m ، m نقع على خط مستقيم لذلك يعتبر الإرتباط تام بين المتغيرين ، ولكن كلما بعدت النقط عن الخط المستقيم كلما تناقص معامل الإرتباط عن \pm 1 ويتضح ذلك من الشكلين التالبين:



وقد تتفق عدة علاقات بين المتغيرين س ، ص فى قيمة معامل الإرتباط ولكن تختلف الخطوط المستقيمة التى تمثل كل علاقة على حدة بمعنى أن معدل التغير فى ص بالنسبة لـ س أو فى س بالنسبة لـ ص يختلف من خط لآخر ، وسوف يتحدد معدل التغير على أساس العلاقة الإنحدارية بين المتغيرين وهو ما سوف ندرسه فى الفصل التالى.

وإذا كانت العلاقة بين س ، ص لا يحددها شكل معين ولا تخضع لقانون أو نظام تتعدم العلاقة أو الإرتباط بين المتغيرين كما يتضح من الشكل الإنتشاري التالي:



أيضاً فإن العلاقة بين متغير وثابت تنعدم ، بمعنى أن معامل الإرتباط بين متغير وثابت = صفر.

وإذا استبدلنا س بـ ص ، أو ص بـ س فإن قيمة معامل الإرتباط لا تتغير ولذلك لا يمكن عن طريق قياس معامل الإرتباط تحديد العلاقة السببية بين المتغيرين س ، ص بمعنى أننا لا نستطيع أن نحدد أيهما المتغير المستقل وأيهما المتغير التابع ولكن يتم ذلك عن طريق العلاقة الإنحدارية بين المتغيرين.

ويمكننا تحليل نتائج معامل الإرتباط في الإطار التالي:

- إذا كان قيمة معامل الإرتباط = + 1 يطلق على هذه الحالة إرتباط تام طردى.
- إذا كان قيمة معامل الإرتباط = (كسر موجب) يطلق على هذه الحالة علاقة طردية بين المتغيرين س ، ص تزداد كلما إقتربنا من الواحد الصحيح وتقل كلما إقتربنا من الصفر.
- ٣. إذا كان قيمة معامل الإرتباط = -١ يطلق على هذه الحالة إرتباط تام
 عكسى.
- إذا كان قيمة معامل الإرتباط = (كسر سالب) يطلق على هذه الحالة علاقة عكسية بين المتغيرين س ، ص تزداد كلما إقتربنا من (-۱) وتقل كلما إقتربنا من الصفر.
- ٥. إذا كان قيمة معامل الإرتباط = صفر يطلق على هذه الحالة ارتباط منعدم بمعنى أنه لا توجد أى علاقة أو ارتباط بين المتغيرين س ، ص. إذن قيمة معامل الإرتباط تتراوح بين -1 ، +1 أى أن $-1 \le c \le +1$

أولاً: معامل إرتباط بيرسون Pearson Correlation Coefficient

معامل إرتباط بيرسون يعطى نتائج جيدة إذا كانت ن >٣٠ مفردة أما إذا كانت ن أقل من ٣٠ مفردة يعطى معامل إرتباط بيرسون نتائج غير دقيقة ولذلك يفضل استخدام معامل إرتباط آخر يعطى نتائج أكثر دقة فى حالة العينات الصغيرة مثل معامل إرتباط سبيرمان والذى سنتعرض له بالدراسة فيما بعد.

(١) حالة البيانات غير المبوبة:

بفرض أن المتغير س يمكن أن يأخذ القيم التالية:

س، ، س، ، س، ، س، ، س، سن بمتوسط حسابی \overline{m} و إنحر اف معیاری ع س و بفر ض أن المتغیر ص یمکن أن یأخذ أحد القیم التالیة:

ص، ، ص، ، ص، ، ص، ، سین بمتوسط حسابی $\overline{\mathbf{w}}$ و إنحر اف معیاری ع ص

وللوصول لمعامل الإرتباط نقوم أو لا بحساب الإنحر افات المطلقة بين القيم الأصلية لكل متغير والوسط الحسابى لنفس المتغير ثم نقوم بتحويل الإنحر افات المطلقة لكل متغير إلى قيم أو وحدات معيارية لإلغاء تأثير إختلاف وحدات القياس بين المتغيرين س ، ص وتتحدد الإنحر افات مقومة بالقيم المعيارية لكل متغير على التوالى كما يلى:

$$\frac{\overline{\omega} - \omega}{\overline{\omega}}, \dots, \frac{\overline{\omega} - \omega}{\overline{\omega}}, \frac{\overline{\omega} - \omega}{\overline{\omega}}, \dots, \frac{\overline{\omega} - \omega}{\overline{\omega}}$$

$$\frac{-\bar{\omega}}{\omega}, \dots, \frac{\bar{\omega}}{\omega}, \frac{\bar{\omega}}{\omega}, \dots, \frac{\bar{\omega}}{\omega}, \frac{\bar{\omega}}{\omega}, \dots, \frac{\bar{\omega}}{\omega}$$

ويقاس الإرتباط عن طريق متوسط مجموع حاصل ضرب الإنحرافات مقومة بالقيم المعيارية للمتغيرين س ، ص وإذا رمزنا لمعامل الإرتباط بالدمذ (د) فان:

حيث ن تمثل عدد قيم س ، ص معاً مأخوذ مثنى مثنى

$$C = \frac{\frac{1}{0} - \sqrt{(\omega - \overline{\omega})(\omega - \overline{\omega})}}{\sqrt{\frac{1}{3} \times \frac{1}{3}}}$$

$$\frac{(\overline{\omega} - \overline{\omega})(\overline{\omega} - \overline{\omega})}{\overline{\upsilon}} = \frac{1}{\overline{\upsilon}}$$

$$= \frac{1}{\overline{\upsilon}} \times \frac{$$

$$=\frac{\sqrt{(\omega-\overline{\omega})(\omega-\overline{\omega})}}{\sqrt{(\omega-\overline{\omega})^{2}\times (\omega-\overline{\omega})^{2}}}$$

وبتبسيط العلاقات السابقة يمكن استخدام أحد المعادلات التالية لحساب معامل الإرتباط:

ويلاحظ على القوانين السابقة أن الجذر التربيعي في المقام دائماً كمية موجبة أكبر من الصفر أما البسط إذا كان التغير في قيم س في نفس إتجاه التغير في قيم ص كانت إشارة الإنحرافات أو القيم المعيارية للمتغيرين س ، ص موجبة وبالتالي يكون معامل الإرتباط موجب (طردي) ، أما إذا كان التغير في قيم ص (في إتجاهين متضادين) كان التغير في قيم س عكس التغير في قيم ص (في إتجاهين متضادين) كانت إشارة الإنحرافات أو القيم المعيارية مختلفة وبالتالي يكون حاصل ضربهما كمية سالبة ويكون معامل الإرتباط سالب (عكسي).

التغاير Co-Variance

يطلق على بسط معامل الإرتباط اصطلاح التغاير ، أي أن التغاير:

$$\dot{z} = \frac{1}{\dot{v}} - \frac{1}{\dot{v}} = \frac{1}{\dot{v}}$$

والتغاير هو الذى يحدد نوع العلاقة بين المتغيرين س ، ص طردية أم عكسية وذلك حسب إشارة البسط (التغاير).

خصائص التغاير:

- 1. لا يتأثر بالجمع والطرح بمعنى أنه إذا طرحنا أو جمعنا مقدار ثابت لقيم كل متغير على حدة فإن ناتج التغاير لا يختلف.
- ٢. يتأثر التغاير بالضرب والقسمة ، ولذلك إذا ضربنا أو قسمنا قيم المتغيرين في أو على مقادير ثابتة لابد من معالجة النتيجة بالعملية العكسية تماماً حتى لا يختلف التغاير.

ملحوظة: تغاير س ، س (متغيران متساويان) هو تباين س

من الخصائص السابقة يتضح أن خصائص التغاير هي نفس خصائص التباين ، ولكن معامل الإرتباط لا يتأثر بالجمع أو الطرح أو الضرب أو القسمة ، وعلى ذلك إذا بسطنا قيم س ، ص بوسط فرضى والقسمة على عامل اختزال معين لا يتم معالجة الناتج بهذه القيم ولذلك يمكن الاستعانة بالطرق المختصرة والمختزلة في تبسيط أرقام المتغيرين س ، ص في قو انبن معامل الإرتباط كما يلي:

$$C = \sqrt{\frac{x - z_{w} - c_{w} - c_{w}}{x - c_{w} - c_{w} - c_{w}}} \times \sqrt{\frac{x - c_{w} - c_{w} - c_{w}}{x - c_{w} - c_{w} - c_{w}}}$$

$$C = \frac{\text{if } x \text{ a.s. } z_{\text{out}} - \text{a.s. } z_{\text{out}}}{\text{if } x \text{ a.s. } z_{\text{out}}} \times \text{a.s. } z_{\text{out}}} \times \text{a.s. } z_{\text{out}} \times \text{a.s. } z_{\text{out}}} = \sum_{i=1}^{r} \frac{x_{i}^{2} + x_{i}^{2} + x_{i}^{2}$$

مثال:

حدد نوع العلاقة أو الإرتباط بين الطول والوزن من البيانات التالية: الطول (س) ١٦٠ ١٦٥ ١٦٥ ١٧٠ ١٧٠ ١٧٥ ١٦٥ ١٧٨ الا الما الما الوزن (ص) ٦٥ ٦٨ ٦٠ ٢٠ ٧٠ ٥٠ ٦٩ ٢٠ ٧٠ ١٥٠ الحل:

الطريقة المطولة:

| س ص | ص ۲ | لل ٢ | ص | س |
|----------|--------|-----------|--------|-------|
| 1.5 | 5770 | 707 | ٦٥ | ١٦. |
| 1177. | १२८३ | 77770 | ٦٨ | 170 |
| 9 £ Å • | ٣٦ | 7 £ 9 7 £ | ٦٠ | 101 |
| 1100. | ٤٩٠٠ | 77770 | ٧. | 170 |
| 1770. | 0770 | ۲۸۹۰۰ | ٧٥ | ١٧. |
| 1770. | ٤٩٠٠ | ٣٠٦٢٥ | ٧. | 140 |
| 1.770 | १८८० | 77770 | ٦٥ | 170 |
| 11987 | ٤٧٦١ | 79979 | ٦٩ | ۱۷۳ |
| ١٢٦٠٠ | ٤٩٠٠ | ٣٢٤٠٠ | ٧. | ١٨٠ |
| 17071 | ٥٧٧٦ | ۳۱٦٨٤ | ٧٦ | ۱۷۸ |
| 11788. | 54027 | Y | ٦٨٨ | ١٦٨٩ |
| مجــ س ص | مجــ ص | مجــ س | مجــ ص | مج_ س |

$$C = \sqrt{\frac{A_{+} - A_{+} - A_{+$$

 \cdot . ر = + ٤ \cdot , \cdot ارتباط طردی قوی بین الطول و الوزن

الطريقة المختصرة:

بأخذ وسط فرضى لـ س = ١٦٥ ووسط فرضى لـ ص = ٧٠

| ح س ح ص | ۲ ص | ۲ ح س | ح ص | ح س | ص | <u>"</u> |
|------------|----------------|----------------------------|--------|--------|----|----------|
| 70 | 70 | 70 | 0- | 0- | 70 | 17. |
| صفر | ٤ | صفر | ۲- | صفر | ٦٨ | 170 |
| ٧. | ١., | ٤٩ | ١ | ٧- | ٦, | 101 |
| صفر | صفر | صفر | صفر | صفر | ٧. | ١٦٥ |
| ۲٥ | 70 | 70 | ٥ | 0 | ٧٥ | ١٧. |
| صفر | صفر | ١ | صفر | ١. | ٧. | 170 |
| صفر | 70 | صفر | 0- | صفر | २० | ١٦٥ |
| λ- | ١ | ٦٤ | ١- | ٨ | ٦٩ | ۱۷۳ |
| صفر | صفر | 770 | صفر | 10 | ٧. | ١٨٠ |
| ٧٨ | ٣٦ | 179 | ٦ | ۱۳ | ٧٦ | ۱۷۸ |
| 19. | 717 | 707 | 17- | ٣٩ | | |
| مج ح س ح ص | ۲ مج ح ص | ۲ م ڊ ح س | مج ح ص | مج ح س | | |

وباستخدام الصيغة المختصرة الثانية:

$$\frac{\dot{y} \times \dot{y} \times \dot{y} \times \dot{y} \times \dot{y}}{\left(\dot{y} \times \dot{y} \times \dot{y$$

$$C = \frac{(1 \times 10^{10} \times 10^{10})}{(1 \times 10^{10} \times 10^{10})} = 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$=$$

نفس الناتج \cdot . ر = + \cdot , \cdot ارتباط طردی قوی بین الطول و الوزن (نفس الناتج السابق)

(٢) حالة البيانات المبوبة:

فى حالة البيانات المبوبة لمتغيرين س ، ص يتم تفريغها ثم عرضها فى شكل جدول مزدوج ، وفى الجدول المزدوج لا يمكن عرض أو رسم الشكل الانتشارى للبيانات ، ولكن يلاحظ بصفة عامة أنه كلما كانت الأرقام متجمعة حول القطر الرئيسى (الواصل من أعلى اليمين إلى أسفل اليسار) كلما كانت العلاقة بين المتغيرين س ، ص علاقة خطية أو قريبة من الخطية وأيضاً علاقة طردية وعلى العكس كلما كانت الأرقام متجمعة حول القطر الآخر العكسى (الواصل من أعلى اليسار إلى أسفل اليمين) كلما كانت العلاقة بين المتغيرين س ، ص علاقة خطية أو قريبة من كلما كانت العلاقة بين المتغيرين س ، ص علاقة خطية أو قريبة من الخطية و هي علاقة عكسية بين المتغيرين.

ويشترط لحساب معامل ارتباط بيرسون من الجداول المزدوجة أن تكون فئات س وفئات ص مقفلة مثل الوسط الحسابى والتباين ولذلك لا يصلح قياس معامل ارتباط بيرسون في حالة الجداول المفتوحة.

وبنفس العرض السابق يمكن الوصول لقوانين معامل ارتباط بيرسون في التوزيعات التكر اربة المزدوجة كما يلي:

الطريقة المطولة:

$$\frac{\nabla}{\nabla} = \frac{\nabla}{\nabla} = \frac{\nabla$$

صورة أخرى:

الطريقة المختصرة:

هذه الطريقة تستخدم إذا كانت الفئات متساوية

$$\frac{\sqrt{\frac{1}{2}} - \sqrt{\frac{1}{2}}}{\sqrt{\frac{1}{2}} - \sqrt{\frac{1}{2}}} \times \sqrt{\frac{1}{2}} - \sqrt{\frac{1}{2}} \times \sqrt{\frac{1}{2}} - \sqrt{\frac{1}{2}} \times \sqrt{\frac{1}{2}} - \sqrt{\frac{1}{2}} \times \sqrt{\frac{1}{2}} \times$$

صورة أخرى:

$$\frac{x_{0} - y_{0}}{x_{0}} = \frac{y_{0} - y_{0}}{y_{0}} = \frac{y_{0} - y_{0}$$

مثال (١):

فيما يلى عينة من ٥٠ عامل موزعين حسب ساعات العمل اليومى وعدد الوحدات المنتجة يومياً في أحد المصانع:

| المجموع | 1 & - 1 7 | -1. | -А | عدد الوحدات |
|---------|-----------|-----|----|-------------|
| 10 | _ | ٩ | ٦ | -70 |
| 19 | ٨ | ١١ | _ | - ~. |
| ١٦ | ١. | ٦ | _ | ٤٠-٣٥ |
| 0. | ١٨ | 77 | ٦ | المجموع |

المطلوب: حساب معامل ارتباط بيرسون بين عدد ساعات العمل اليومى وعدد الوحدات المنتجة يومياً.

<u>الحل:</u> الطريقة المطولة:

| (0) | (٤) | (٣) | (1) | (1) | | | | | | |
|--------|------|----------|-------|------|-------|------------|--------------|-----------|---------------|-----|
| كسص | كس | كص | كص | ص | كص | 11-31 | ! | ۸- | <u>س</u> ص | |
| ٥,٧٠٦٤ | 101" | 11887,70 | ٤١٢,٥ | 17,0 | 10 | - | 11 9 YEY,0 | 0E 170 | 10- | |
| ۷۳۱۲,٥ | 770 | Y7A,Y0 | ٦١٧,٥ | ۳۲,0 | 19 | 1.6 | III Toy,o | _ | ۳ | |
| 740. | 197 | 110 | ٤١٢,٥ | ۳۷,0 | n | 1F. FV0 | 7 2 | - | 8۳٥ | |
| 1884- | 370 | 0311,0 | 171% | | 0. | 1,8 | ٣ | ٦ | كس | |
| | / | | | | | ١٣ | 11 | ٩ | m | (1) |
| | | | | | 370 | 377 | 7.77 | 30 | كس | (٢) |
| | | | | | 3777 | 73.7 | M E7 | 2.13 | كس | (٣) |
| | | | | | 1714. | 750 | ۸۳۰ | 170 | كص | (٤) |
| | | | | | 1889- | ۸۲۵٥ | 911. | 0131 | كسص | (0) |

ملاحظات على الجدول السابق:

- 1. الخانة الأولى هي مراكز الفئات للمتغيرين س ، ص
- ٢. الخانة الثانية عبارة عن حاصل ضرب التكرارات في مراكز الفئات
 - ٣. الخانة الثالثة عبارة عن حاصل ضرب الخانتين الأولى والثانية
- الخانة الرابعة: يتم ضرب كل تكرار مرة في مراكز فئات س
 المشتركة مع التكرار في العمود وتسجيل الناتج في الزاوية العليا

ومرة في مراكز فئات ص المشتركة مع التكرار في الصف وتسجيل الناتج في الزاوية السفلي ، ثم تجمع الأرقام في كل صف في الزاوية العليا تنتج الخانة الرابعة ك س وبجمع الأرقام داخل الزوايا السفلي في كل عمود تنتج الخانة الرابعة ك ص

٥. الخانة الخامسة تنتج من ضرب الخانة الأولى في الخانة الرابعة

$$C = \frac{\text{App. 12.00}}{\text{App. 13.00}} \times \text{App. 13.00} \times \text{App.$$

$$\frac{1}{\left\{\begin{array}{c} (177.) - 07911,0\times0.\end{array}\right\}\left\{\begin{array}{c} (012) - 1711\times0.\end{array}\right\}}$$

$$\frac{97077.-95700.}{\left\{77079..-7790770\right\}\left\{779577-77777..\right\}}$$

 $\int_{\mathbb{R}^{N}} \frac{\sqrt{N}}{\sqrt{N}} = \int_{\mathbb{R}^{N}} \frac{\sqrt{N}}{\sqrt{N}}$

.: ر = + ١٩٦٦، ارتباط طردي فوق المتوسط بين ساعات العمل وعدد الوحدات المنتجة يومياً.

<u>حل آخر:</u>

الطريقة المختصرة المختزلة:

تصلح إذا كانت الفئات متساوية

| (1) | (0) | (٤) | (٣) | (r) | (1) | | | | | | |
|------------|---------|------|------|-----|-------|----|-----------|-----|---------|-------------|-----|
| ك كس كس كس | ك سيخ ص | كسحص | ح کی | ځس | ص | كص | 11-31 | -1. | -۸ | w | |
| ٦ | 10 | 10- | 1- | 0- | ۲۷,0 | 10 | ·/- | ./1 | 7 | -10 | |
| صفر | صفر | صفر | صفر | صفر | 77,0 | 19 | . \ | . / | ·/- | -٣. | |
| 1. | n | п | ١ | 0 | 177,0 | n | | ·/1 | · /- | ٤٠-٣٥ | |
| n | m | ١ | | | | ٥٠ | W | n | ٦ | كس | |
| | | | | | | | | 11 | ٩ | w | (1) |
| | | | | | | | ۲ | صفر | ۲- | حس | (1) |
| | | | | | | | ١ | صفر | 1- | ځس | (٣) |
| | | | | | | 14 | W | صفر | ٦- | كسكس | (٤) |
| | | | | | | 37 | | صفر | ٦ | كسكس | (0) |
| | | | | | 1 | n | | صفر | ٦ | ك كم س كم ص | (1) |

يلاحظ على الجدول السابق ما يلى:

- 1. الخانة الأولى: هي مراكز فئات س ، ومراكز فئات ص
- ۲. الخانة الثانية: الانحرافات بين مراكز الفئات والوسط الفرضى وقد أخذنا وسط فرضى لـ س = 11 ووسط فرضى لـ ص = 7.0
- ٣. الخانة الثالثة: الانحرافات المختزلة وتم الحصول عليها بقسم الخانة الثانية وهى الانحرافات بين مراكز الفئات والوسط الفرضى على طول الفئة أى على رقم ٢ بالنسبة لـ س والرقم ٥ بالنسبة لـ ص
- 3. الخانة الرابعة: تم الحصول عليها بضرب التكرارات في الخانة رقم (٣) أي بضرب ك \times \rightarrow

- ٥. الخانة الخامسة: تم الحصول عليها بضرب الخانة رقم $(7) \times$ الخانة رقم (3)
- 7. الخانة السادسة: تم الحصول عليها بضرب تكرار كل خلية (أو مربع) مرة في انحرافات س المشتركة مع التكرار في العمود ومرة في انحرافات ص المشتركة مع التكرار في الصف

ويسجل ناتج الضرب في الزاوية العليا داخل كل مربع أي تم ضرب ك \times \to \times \to \times \to \times

وعلى سبيل المثال المربع الأول (الخلية الأولى) وبه تكرار قيمته Γ يتم ضرب هذا التكرار $\Gamma \times \Gamma \times \Gamma = \Gamma$ وتسجل في الهامش العلوى للمربع الأول (الزاوية العليا)

ملاحظات هامة:

- العمود الكامل فوق انحراف س = صفر وكل خلاياه = صفر والصف الكامل على يمين انحراف ص = صفر وكل خلاياه = صفر
- بمكن الاستنغناء عن الخانتين الأولى والثانية إذا كانت الجداول المزدوجة ذات فئات متساوية بحيث نبدأ مباشرة بالخانة الثالثة حويمكن كتابتها مختصرة ح فقط بحيث يتم وضع صفر أمام أى فئة وعلى يمين الصفر أو أعلاه تسجل الأعداد الطبيعية السالبة -1 ، -7 ، ... وهكذا وعلى يسار الصفر أو أسفله تسجل الأعداد الطبيعية الموجبة +1 ، +7 ، +7 ، ... وهكذا

مع الناتج الذي توصلنا له بالطريقة المطولة).

مثال (٢):

احسب معامل ارتباط بيرسون للتوزيع التكراري المزدوج التالي:

| ك ص | 1417. | -1 ٤ • | -17. | -1 | س ص |
|-----|-------|--------|------|----|-------------|
| 70 | 10 | ١. | _ | _ | -0. |
| 00 | ١. | 70 | ۲. | _ | -٦. |
| ** | _ | 1 Y | ١. | _ | -Y • |
| 7.7 | _ | ٨ | ١٢ | ٨ | - ∧• |
| 10 | _ | _ | 11 | ٤ | 19. |
| 10. | 70 | , , | ٥٣ | ١٢ | ك س |

الحل:

| ظ: ال | المختز | ö | المختصر | بقة | الطر |
|-------|--------|---|---------|-----|------|
| | | | | | |

| | | | | | | <u>سرت.</u> | | | |
|-------|---------------|------|-----|------------|--------------|--------------|----------|--------------|------------|
| كحسحص | کس ح۲ كس ح | كصحص | ځس | كص | N-17. | -18. | -14. | -1 | <u>س</u> ص |
| ۳ | ١ | 0 | ۲- | 70 | r 10 | · / | · /- | · | -0. |
| 1. | 00 | 00- | 1- | 00 | - - | · Y 0 | Y. Y. | · /- | -7. |
| صفر | صفر | صفر | صفر | Y Y | · /- | . / | · / | · /- | -7. |
| ۲۸- | 47 | ۲۸ | 1 | ۲۸ | · | . \ | 11- | 11- 1 | -1. |
| ۳۸- | ۲. | ۳. | ۲ | 10 | · /- | · | YY- '' | 11- <u>'</u> | 1 9. |
| -۲۸ | 727 | -٧٤ | | 10. | 70 | ٦. | ٥٣ | 11 | كس |
| | | | | | ١ | صفر | 1- | ۲- | ح س |
| | | | | 04- | 70 | صفر | 04- | 78- | كسحس |
| | | | | | | صفر | ٥٣ | Ш | كس حس |
| | -۲۸ | ٤ | صفر | 18- | 117- | كحسحص | | | |

ثانياً:معامل إرتباط سبير مان Spearman Correlation Coefficient

يصلح لقياس العلاقة أو الارتباط بين المتغيرات الكمية والمتغيرات النوعية أو الوصفية وذلك إذا أمكن ترتيب الأنواع أو الصفات ترتيباً تصاعدياً أو ترتيباً تنازلياً ، وفي حالة تشابه بعض القيم أو الصفات فتأخذ القيم المتساوية أو المتشابهة رتباً واحدة متوسطة عبارة عن متوسط الرتب لهذه القيم أو الصفات المتشابهة كما لو أنها غير متساوية أو غير متشابهة. ويعطى معامل ارتباط سبيرمان نتائج أكثر دقة من معامل ارتباط بيرسون إذا كان حجم العينة صغيراً أقل من ٣٠ مفردة. ومعامل سبيرمان له نفس خصائص معامل بيرسون حيث:

$$1+ \geq j \geq 1-$$

حالة البيانات غير المبوبة:

يستخدم القانون التالي في الوصول لمعامل الارتباط حيث:

$$C = I - \frac{r_{\alpha \leftarrow \dot{\omega}}}{r_{\alpha}}$$

$$C(\dot{\omega} - 1)$$

حيث ف هي الفروق بين رتب س ورتب ص

ویلاحظ أنه إذا كانت رتب سهی نفس رتب ص المجاورة كانت ف، ف 1 = صفر وبالتالی كان الارتباط تام طردی (+۱) كما ینعدم معامل الارتباط إذا كانت 2 مجهف 3 = ن (3 - 3) أی أن ر = صفر

مثال (١):

احسب معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين عمر الزوج وعمر الزوجة من واقع بيانات العينة التالية:

| 70 | 00 | 40 | ٤٨ | <u>،</u> | 0 | ٤. | ٤٥ | عمر الزوج |
|----|----|----|----|----------|----|----|----|------------|
| ۲. | ٤٥ | 70 | ٣٧ | ٥, | ٤٢ | ٣٨ | ٤. | عمر الزوجة |

الحل:

| | الفروق بين الرتب | رتب | رتب | ص | س |
|-----|------------------|-----|-----|----|----|
| ف٢ | ف | ص | س | | |
| ١ | 1- | 0 | ٤ | ٤. | ٤٥ |
| ١ | 1- | ٤ | ٣ | ٣٨ | ٤٠ |
| صفر | صفر | ٦ | ٦ | ٤٢ | ٥, |
| صفر | صفر | ٨ | ٨ | ٥. | ٦, |
| ٤ | ۲ | ٣ | 0 | ٣٧ | ٤٨ |
| صفر | صفر | ۲ | ۲ | 70 | ٣0 |
| صفر | صفر | ٧ | ٧ | ٤٥ | 00 |
| صفر | صفر | ١ | ١ | ۲. | 70 |
| | | | | | |

۳ مجــ ف

$$C = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{r} \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{r} \sum_{j=1}^{r} \sum_{j=1}^{r} \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{r} \sum_{j=1$$

$$\frac{7 \times 7}{\left(1 - 2\right) \lambda} - 1 = \frac{7 \times 7}{0.5} - 1 = \frac{77}{0.5}$$

= + ۰,۹۳ ارتباط طردی قوی یقترب من التام بین عمر الزوج و عمر الزوجة

مثال (٢):

احسب معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين تقديرات طالبين أ ، ب في المواد الدراسية التالية:

| | انتاج | احصاء | تأمين | تكاليف | اقتصاد | قانون | محاسبة | رياضة | |
|---|-------------|----------------|-------------|-------------|--------------|--------|--------|-------------|-----------|
| Ļ | | ٲ | م | | - | ض جـــ | + | ض | تقديرات أ |
| | ٲ | - - | | م | ض | م | م | | تقديرات ب |

الحل:

| ف۲ | | | | | |
|---------|------|-------|-------|-----------------|-------------|
| ڡ | و. | رتب ص | رتب س | ص | س |
| 17,70 | ٣,٥- | 0,0 | ۲ | | ض |
| 7,70 | ١,٥ | ٣ | ٤,٥ | م | |
| ٤ | ۲- | ٣ | ١ | م | ض جــ |
| 17,70 | ٣,٥ | ١ | ٤,٥ | ض | |
| 17,70 | ٣,٥ | ٣ | ٦,٥ | م | |
| ١٦ | ٤- | ٧ | ٣ | | م |
| 7,70 | ۲,٥ | 0,0 | ٨ | > | Í |
| 7,70 | ١,٥- | ٨ | ٦,٥ | Í | |
| ٦٧,٥ | | | | | |
| مجــ ف٢ | | | | | |

ملاحظات على الجدول السابق:

ترتيب تقديرات س ترتيباً تصاعدياً

$$c = 1 - \frac{r}{\frac{r}{\alpha \leftarrow \dot{\omega}}}$$

$$c = 1 - \frac{r}{\sqrt{3}}$$

$$c = 1 - \frac{r}{\sqrt{3}}$$

$$c = \frac{r}{\sqrt{3}}$$

$$c = \frac{r}{\sqrt{3}}$$

$$c = \frac{r}{\sqrt{3}}$$

= + ٠,١٩٦ ارتباط طردى ضعيف بين تقديرات الطالب أ والطالب ب

معامل التحديد: Determination Coefficient

معامل التحديد عبارة عن مربع معامل الارتباط أى أن:

 $^{\mathsf{Y}}$ معامل التحديد = ر

ويعبر معامل التحديد عن النسبة المئوية من التغير الكلى في المتغير التابع (ص) والتي ترجع إلى أو يتسبب فيها المتغير المستقل (س) ولذلك يطلق على المتغير المستقل (س) المتغير التفسيري ، وإذا كان التغير الكلى في المتغير (ص) يمكن أن يقاس بدلالة التباين (ع) لذلك فإن معامل التحديد يحدد النسبة الكلية من هذا التباين التي ترجع إلى أو يتسبب فيها المتغير التفسيري أو المستقل (س) ويظل هناك جزء آخر من التغير الكلى غير مفسر (متمم النسبة) ويرجع هذا الجزء غير المفسر للتغير العشوائي أو الخطأ العشوائي.

أى أن معامل التحديد = التغير المفسر أي أن معامل التحديد

ويعتبر معامل التحديد مقياس نسبى لا يتأثر بوحدات القياس.

ويرتبط معامل التحديد بعلاقة سببية بين المتغيرين س ، ص (علاقة الحدارية) بعكس معامل الارتباط الذي لا يرتبط بهذه العلاقة ، كما يشترط أن يكون معامل الانحدار المقدر له معنوية احصائية حتى تتأكد العلاقة السببية بين المتغيرين س ، ص

وإذا كان معامل التحديد = $ر^{\Upsilon}$ ويمثل الجزء المفسر للمتغير التابع فإن معامل عدم التحديد = $1 - c^{\Upsilon}$ وهو يمثل الجزء أو النسبة غير المفسرة والتي ترجع للعوامل العشوائية.

وتتراوح قيمة معامل التحديد بين صفر ، +1 أى أن $\cdot \leq \zeta' \leq 1$ وأيضاً يمكن حساب معامل التحديد عن طريق معاملى الانحدار كما يلى: $\zeta' = \dot{\zeta} \times \dot{\zeta}$

ويستخدم معامل التحديد في الحكم على التوفيق الجيد للبيانات الفعلية أو المشاهدة وعلى سبيل المثال إذا كان معامل التحديد (7 = 7.4) فهذا معناه أن خط الانحدار يعطى توفيقاً جيداً للبيانات المشاهدة حيث يفسر المتغير المستقل (س) (7.4) من التغير الكلى في المتغير التابع (ص)

الفصل الثاني الانحدار الخطى البسيط Simple Linear Regression

مقدمة:

تعرضنا في الفصل السابق لقياس العلاقة أو الارتباط بين المتغيرين س، ص والآن مطلوب تحديد العلاقة الرياضية أو الدالة التي تربط بين المتغيرين س، ص من واقع نفس البيانات وتحديد درجة هذه الدالة ومن ثم أياً من المتغيرين متغير مستقل Independent Variable وأيهما متغير تابع Dependent Variable وأخيراً استخدام الدالة التي تحدد العلاقة بين المتغيريين في التنبؤ بالمتغير التابع بدلالة أي قيمة معطاه للمتغير المستقل.

الاتحدار الخطى:

إذا حددنا الشكل الانتشارى لبيانات المتغيرين س ، ص على الرسم البيانى وكانت جميع نقط س ، ص نقع على استقامة واحدة (على مسار خط مستقيم) كانت العلاقة بين المتغيرين علاقة خطية وكان الارتباط تاماً سواء كان طردياً أو عكسياً ، ولكن عملياً يصعب أن تكون جميع نقط المتغيرين س ، ص على استقامة واحدة ويكون المطلوب في هذه الحالة تمهيد خط مستقيم يمر بمعظم النقط ويتوسط باتزان باقى النقط الأخرى ويطلق على هذا الخط خط انحدار.

وقد يكون الأنسب تمهيد منحنى منتظم يتوسط معظم النقط وفى هذه الحالة تكون العلاقة بين المتغيرين علاقة غير خطية ، وسنكتفى بدر استتا فى هذا المرجع على العلاقة الخطية فقط بين المتغيرين س ، ص.

طريقة المربعات الصغرى Least Squares Method

بمقتضى هذه الطريقة إذا أمكننا رسم أكثر من خط مستقيم يمر بمعظم النقط ويتوسط باتزان باقى النقط الأخرى سنجد حتماً أن هناك فروق أو انحرافات موجبة وسالبة بين النقط الأصلية التى تقع فوق أو أسفل الخط وبين النقط الجديدة الاتجاهية والتى تقع على الخط المستقيم الممهد وإذا حسبنا الانحرافات الموجبة والسالبة (الأبعاد الرأسية العمودية) وربعنا هذه الانحرافات وجمعناها فإن أفضل خط مستقيم يتوسط هذه النقط هو الذى يحقق أقل مجموع مربعات الانحرافات أو الفروق بين القيم الأصلية والقيم الجديدة الاتجاهية (التى تقع على خط الاتجاه العام) ولذلك يطلق على هذه الطريقة في تحديد خط الانحدار الأمثل رياضياً بطريقة المربعات الصغرى.

أو لاً: خط انحدار ص على س (ص / س):

(١) حالة البيانات غير المبوبة:

إذا فرضنا أن خط الانحدار الأمثل (ص / س) والذى يتحدد وفقاً لطريقة المربعات الصغرى هو الخط المستقيم الذى معادلته هى:

ص = أ س + ب

ولتحديد خط الانحدار السابق (ص / س) لابد من تحديد المعاملات (أ، ب) حيث يطلق على (أ) معامل انحدار ص / س وهو عبارة عن

ميل الخط المستقيم والميل يتحدد على أساس ظل الزاوية التي يصنعها الخط المستقيم (خط الانحدار) مع الاتجاه الموجب لمحور السينات ، كما يعبر المعامل (أ) عن معدل التغير في المتغير التابع (الدالة) ص بالنسبة للمتغير المستقل س ومعدل التغير عبارة عن التفاضل أو المعامل التفاضلي الأول أو المشتقة الأولى (ص = $\frac{c_0}{c_0}$ أو $\frac{c_0}{c_0}$) ، وإشارة معامل الانحدار (أ) تعبر عن اتجاه العلاقة بين المتغيرين س ، ص أو نوعها (طردية أو عكسية).

ويطلق على المعامل (ب) ثابت الانحدار (المقدار الثابت في المعادلة الانحدارية) ويمثل الجزء المقطوع من محور الصادات.

ويتم حساب المعاملات أ ، ب على النحو التالي:

ويمكن عن طريق تكوين جدول لقيم المتغيرين m ، m نم إيجاد مجاميع الخانات التالية: m ، m ، m ، m ص وبالتعويض عن هذه المجاميع في المعادلتين السابقتين ثم حل المعادلتين معاً جبرياً نصل لقيم المعاملات أ ، m أ ، m و نقوم بحل المعادلات معاً جبرياً بالرموز نصل لقيم المعاملات أ ، m عن طريق استخدام القوانين التالية:

الطريقة المطولة:

$$\frac{\dot{\nabla} \times \dot{\nabla} \times \dot{\nabla}$$

الطريقة المختصرة:

$$\frac{\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0}}{\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0}} = \dot{0} \times \dot{0}$$

ويلاحظ في القو انين السابقة أن أ = $\frac{\text{التغاير}}{\text{تباين س}}$

ويلاحظ أن هناك علاقة هامة بين معامل الارتباط ومعامل انحدار ص / س حيث نجد أن:

$$\frac{3}{1} = c \times \frac{3}{2}$$

كما يمكن حساب المعامل (ب) من معادلة انحدار ص / س الأصلية وهي:

وذلك بعد التعويض عن قيم س بالوسط الحسابى لـ س = \overline{m} و التعويض عن قيم ص بالوسط الحسابى لـ ص = \overline{m} يمكن استنتاج (ب) كما يلى:

$$\overline{m}$$
 $=\overline{m}$ $=\overline{m}$

$$\frac{\overset{\wedge \leftarrow -\omega}{}}{\dot{\upsilon}} \times \dot{\mathsf{J}} - \frac{\overset{\wedge \leftarrow -\omega}{}}{\dot{\upsilon}} =$$

وبعد الحصول على المعاملات أ ، ب يمكن استخدام معادلة انحدار ص / س فى التنبؤ بقيمة المتغير التابع ص عند أى قيمة معطاه للمتغير المستقل س.

(٢) حالة البيانات المبوبة:

بنفس طريقة العرض السابق يمكن أن نصل للقوانين التالية والتي تطبق في حالة البيانات المبوبة في جداول تكرارية مزدوجة للمتغيرين س ، صكما يلي:

الطريقة المطولة:

$$\frac{A + b \times A + b \times A$$

الطريقة المختصرة:

$$\frac{A_{0} + B_{0} + B_$$

وبعد حساب (أ) بالطريقة المطولة أو المختصرة تستخدم في إيجادقيمة المعامل (ب) وبنفس العلاقة السابقة حيث:

$$\overline{m}$$
 $1 - \overline{m} = \overline{m}$

ثانیاً: خط انحدار س علی ص (س / ص):

بفرض أن خط الانحدار الأمثل (س / ص) والذى يتحدد وفقاً لطريقة المربعات الصغرى هو الخط المستقيم الذى معادلته هى:

حیث (ج) هی معامل انحدار س علی ص (س / ص) ، د هی ثابت الانحدار

وبنفس طريقة العرض السابق يمكن حساب قيم المعاملات (ج ، د) من القوانين التالية:

(١) حالة البيانات غير المبوبة:

الطريقة المطولة:

$$\frac{\dot{\mathbf{v}} \times \mathbf{v} + \mathbf{w} \cdot \mathbf{w} - \mathbf{v} \times \mathbf{v} \times \mathbf{v}}{\mathbf{v}} = \frac{\mathbf{v} \times \mathbf{v} \times \mathbf{v} \times \mathbf{w}}{\mathbf{v} \times \mathbf{v} \times \mathbf{v}} = \frac{\mathbf{v} \times \mathbf{v} \times \mathbf{v} \times \mathbf{v}}{\mathbf{v} \times \mathbf{v} \times \mathbf{v} \times \mathbf{v}}$$

الطريقة المختصرة:

$$\frac{i \times a \leftarrow z_{m} - a \leftarrow z_{m} \times a \leftarrow z_{m}}{i \times a \leftarrow z_{m}} = \frac{i}{a}$$

$$= \frac{i}{a}$$

$$i \times a \leftarrow z_{m} - a$$

$$i \times a \leftarrow z_{m} - a$$

$$i \times a \leftarrow z_{m} - a$$

ولذلك هناك علاقة هامة بين معامل الارتباط ومعامل انحدار س / ص

$$\frac{3}{2} \times \sqrt{2} = \frac{3}{2}$$

كما يمكن حساب المعامل (د) من العلاقة التالية:

$$=\frac{\overset{\sim}{-}\omega}{\dot{\upsilon}}\times \frac{\overset{\sim}{-}\omega}{\dot{\upsilon}}=$$

(٢) حالة البيانات المبوبة:

الطريقة المطولة:

الطريقة المختصرة:

$$\frac{A_{0} + B_{0} + A_{0} + A_$$

علاقات هامة:

(1)
$$\frac{3}{\omega} \times y = 1$$
 بما أن أ = $\chi \times y = 1$

وبضرب العلاقتين السابقتين معاً نجد أن:

أى يمكن حساب معامل التحديد عن طريق حاصل ضرب معاملى الانحدار.

وبإيجاد الجذر التربيعي لطرفي المعادلة (٣)

 $\sqrt{1} \times \sqrt{1} \times \sqrt{1} \times \sqrt{1}$ ومنها يمكن إيجاد معامل الارتباط عن طريق معاملى الانحدار

ملاحظة هامة: يلاحظ أن إشارة معاملى الانحدار أ ، جـ لابد أن تتشابه أو تتطابق إما الإشارتان موجبتان ويكون معامل الارتباط هو الجذر التربيعى الموجب لـ أ × جـ وإما الإشارتان سالبتان ويكون معامل الارتباط هو الجذر التربيعى السالب لـ أ × جـ

مثال (١<u>):</u>

| ۰ ۵ | ٣. | ۲. | 10 | ١٢ | ١. | الأسعار س |
|-----|----|----|----|----|----|-----------|
| ۲. | ١٨ | 10 | 17 | ٧ | ٤ | الكميات ص |

المطلوب:

- أوجد معادلة انحدار ص / س وتنبأ بالكميات المتوقعة عندما يكون السعر ١٠٠ جنيه.
- أوجد معادلة انحدار س / ص وتنبأ بالأسعار المتوقعة عندما تكون الكمية ٣٠ وحدة.
 - استنتج معامل الارتباط بين المتغيرين بدلالة معاملي الانحدار.

الحل:

| س ص | ص ۲ | ۳ | ص | س |
|----------|--------|--------|--------|--------|
| ٤٠ | ١٦ | ١ | ٤ | ١. |
| Λź | ٤٩ | 1 £ £ | ٧ | ١٢ |
| ١٨. | 1 £ £ | 770 | 17 | 10 |
| ٣., | 770 | ٤٠٠ | 10 | ۲. |
| ٥٤. | 272 | 9 | ١٨ | ٣. |
| ١ | ٤ | 70 | ۲. | ٥. |
| 7122 | 1101 | ٤٢٦٩ | ٧٦ | ١٣٧ |
| مجــ س ص | مجــ ص | مجــ س | مجــ ص | مجــ س |

• إيجاد معادلة انحدار ص / س

ص = أ س + ب

: (*11~

$$\frac{\dot{\nabla} \times \dot{\nabla} \times \dot{\nabla}$$

$$\frac{\sqrt{1} \times 177 - 7122 \times 7}{\sqrt{177} - 2713 \times 7} = 1$$

$$\overline{w} = \overline{w} - \overline{w}$$

$$\frac{\sim -\omega}{\dot{\upsilon}} \times , \text{roh} - \frac{\sim -\omega}{\dot{\upsilon}} =$$

$$\frac{177}{7} \times ., 70 \wedge - \frac{77}{7} =$$

ن معادلة انحدار ص / س هي:

التنبؤ بالكمية ص عندما يكون السعر س = ١٠٠ جنيه

• إيجاد معادلة انحدار س / ص

حيث:

$$\frac{\dot{\omega} \times \dot{\omega} - \dot{\omega} - \dot{\omega} \times \dot{\omega}}{\dot{\gamma}} = \frac{\dot{\omega} \times \dot{\omega}}{\dot{\gamma}}$$

$$\frac{1 \times 3317 - 771 \times 77}{1 \times 100} = \frac{1 \times 3317 - 771 \times 77}{1 \times 100}$$

$$\frac{\sim -\omega}{\dot{\upsilon}} \times \Upsilon, \bullet \Upsilon - \frac{\sim -\omega}{\dot{\upsilon}} =$$

$$\frac{\forall 7}{7} \times 7, \cdot 97 - \frac{177}{7} =$$

.. معادلة انحدار س / ص هي:

التنبؤ بالسعر س عندما تكون الكمية ص = ٣٠ وحدة

$$m$$
, $7777 - m \times 7$, $697 = m$

• إيجاد معامل الارتباط بين المتغيرين:

ارتباط طردى قوى بين الأسعار والكميات

مثال (۲):

فى المثال (٢) للبيانات المبوبة فى معامل ارتباط بيرسون حيث كانت ر بالطريقة المختصرة المختزلة كما يلى:

ر =
$$\frac{10785-}{77059,759} = \frac{10755-}{78751377} = \frac{10755-}{75751377}$$
 ارتباط عکسی متوسط

المطلوب:

أ - إيجاد معادلة انحدار ص / س وتنبأ بقيمة ص عندما س = ٢٠٠٠

ب- إيجاد معادلة انحدار س / ص وتنبأ بقيمة س عندما ص = ١١٠

ج- أوجد معامل الارتباط بدلالة معاملي الانحدار

الحل:

أ - إيجاد معادلة انحدار ص / س

ص = أ س + ب

حيث:

إيجاد الوسط الحسابي لـ س:

$$\frac{a_{m}-b_{m}-c_{m}}{a_{m}-c_{m}}+\frac{c_{m}-c_{m}}{a_{m}-c_{m}}+\frac{c_{m}-c_{m}}{a_{m}-c_{m}}+\frac{c_{m}-c_{m}}{a_{m}-c_{m}}$$

$$1\xi \pi, \cdot \forall V = 10 \cdot + \frac{0Y - }{10 \cdot } \times \forall \cdot = \frac{1}{100}$$

$$\forall 1, \land \forall \forall 0 + \frac{i\forall -}{\forall 0} \times 1 \cdot = \overline{\Box}$$

$$\overline{w} = \overline{w} - \overline{w}$$

$$(1\xi T, \cdot TV \times \cdot, 9\xi V \xi -) - VI, ATV =$$

وتكون معادلة انحدار ص / س هي:

$$7.7.5.9 + 0.9575 - 0.000$$

$$-2 = \frac{\text{بسط معامل الار تباط}}{\text{تباین ص}} = \frac{1088}{\text{۳٤٢٤١}} = -1833,$$

$$\overline{\omega} = \overline{\omega} = 1$$

$$(\forall 1, \land 7 \lor \times \cdot, \xi \xi \land 1 -) - 1 \xi \forall, \land 7 \lor =$$

$$1 \lor 0, 7 \lor 1 = 2 \therefore$$

وتكون معادلة انحدار س / ص هى:

عندما ص = ۱۱۰

- إيجاد معامل الارتباط ر $\sqrt{1 \times -}$ ر= $\sqrt{1 \times -}$

$$\sqrt{ = \sqrt{ \cdot , \xi \xi \lambda 1 - \times \cdot , q \xi \vee \xi - } }$$

.: ر = -٠,٦٥ ارتباط عكسى متوسط وهي نفس الإجابة التي سبق أن توصلنا إليها عند حل المثال الثاني للبيانات المبوبة في معامل ارتباط بيرسون.

مثال (٣):

إذا كان الوسط الحسابي لعمر الزوج ٥٠ سنة والوسط الحسابي لعمر الزوجة ٤٥ سنة والانحراف المعياري لعمر الزوج ٥ سنة والانحراف المعياري لعمر الزوجة ٦ سنة ومعامل الارتباط بين عمر الزوج وعمر الزوجة = ٠,٨ أوجد معادلة انحدار عمر الزوجة على عمر الزوج واحسب عمر الزوجة المتوقع عندما يكون عمر الزوج ٦٠ سنة

ر = ۸,۰

معادلة انحدار ص / س هي:

$$\frac{3}{2}$$
بما أن أ = ر × $\frac{3}{2}$

•,97 =
$$\frac{7}{\circ}$$
 × •, \wedge = 1 ::

$$\overline{m}$$
 أ $\overline{m} = \overline{m}$ – أ \overline{m}

وتكون معادلة انحدار عمر الزوجة على عمر الزوج هي:

مثال (٤):

إذا كانت معادلتي خط انحدار متغيرين س ، ص هما:

احسب معامل الارتباط بين المتغيرين س ، ص

الحل:

يتم وضع المعادلتين السابقتين على صورة:

$$- + \omega = 1$$
 $\omega = - \omega + \omega = - \omega + \omega$

ولذلك يتم تحويل معامل كل من س ، ص فى الطرف الأيمن إلى الواحد الصحيح كما يلى:

بقسمة طرفى المعادلة الأولى على ١٠٠ وبقسمة طرفى المعادلة الثانية على ٤٠

الارتباط التام

تمارين على الباب الثالث

٠١

| ٧. | ١ | ٧. | ٩. | ٧. | 70 | ٤٥ | ٣. | ۲. | 10 | الأسعار |
|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|---------|
| 10 | 11 | ٨ | ۲ | 10 | ١٢ | ١. | ٦ | ٨ | ٦ | الكميات |

المطلوب:

أ - احسب معامل ارتباط بيرسون بين الأسعار والكميات

ب - احسب معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين الأسعار والكميات

جــ - أوجد معادلة انحدار الأسعار على الكميات وتنبأ بالسعر عندما تكون الكمية ٢٠ وحدة

د - أوجد معادلة انحدار الكميات على الأسعار وتنبأ بالكمية عندما يكون السعر ١٢٠ جنيه

هـ تأكد من صحة معامل ارتباط بيرسون عن طريق معاملي الانحدار

٢. فيما يلى تقديرات طالبين أ ، ب في مواد البرنامج التدريبي المختلفة:

| ١. | ٩ | ٨ | ٧ | ٦ | ٥ | ٤ | ٣ | ۲ | ١ | المادة |
|-----|---|-----|---|---|---|-----|------------|---|------------|----------|
| م | ض | ÷ ÷ | ÷ | ج | م | ÷ ÷ | ĺ | ج | Í | الطالب أ |
| ج ج | م | ج | Í | ج | ض | Í | ج ج | ج | + + | الطالب ب |

احسب معامل ارتباط سبيرمان بين تقديرات أ ، ب وعلق على الناتج

٣. فيما يلى عينة حجمها ١٥٠ وحدة منتجة موزعة حسب سعر التكلفة وسعر البيع:

| | | | | | | _ |
|---------|---------------|-----|-----|-----|-----|-------------|
| المجموع | ۲۷-7 £ | -71 | -11 | -10 | -17 | سعر التكلفة |
| 77 | _ | 1 | - | ١٨ | 10 | -1. |
| Λo | _ | ٣٣ | 7 7 | 70 | _ | -1 ٤ |
| 77 | ١٣ | 17 | ٧ | _ | _ | 77-17 |
| 10. | ١٣ | ٤٥ | ٣٤ | ٤٣ | 10 | المجموع |

المطلوب:

أ - احسب معامل ارتباط بيرسون

ب- أوجد معادلة انحدار سعر البيع على سعر التكلفة وتنبأ بسعر البيع عندما تكون التكلفة ٣٠ جنيه

ج - أوجد معادلة انحدار سعر التكلفة على سعر البيع وتتبأ بسعر التكلفة عندما يكون سعر البيع ٥٠ جنيه

د - احسب معامل ارتباط بيرسون عن طريق معاملي الانحدار

٤. فيما يلى عينة حجمها ١٢٥ وحدة منتجة موزعة حسب الأرباح الصافية والتكاليف الكلية:

| المجموع | 1715. | -17. | -1 | - ∧ • | التكاليف الأرباح |
|---------|-------|------|----|--------------|---------------------|
| 19 | 10 | ٤ | 1 | 1 | -7. |
| 77 | 11 | 70 | _ | _ | -40 |
| ٤٠ | 1 | 7 7 | ١٣ | 1 | -٣• |
| ٣. | _ | _ | ١٨ | 17 | ٤٠-٣٥ |
| 170 | 77 | ٥٦ | ٣١ | ١٢ | المجموع |

المطلوب:

أ - حساب معامل ارتباط بيرسون

ب- أوجد معادلة انحدار الأرباح على التكاليف وتنبأ بالأرباح عندما تكون التكاليف ٢٠٠ جنيه

ج - احسب معامل التحديد واشرح مدلوله

٥. بلغ معامل الارتباط بين المتغيرين س ، ص ٢٠٠ و الوسط الحسابى ل س = ٢٠ و الوسط الحسابى ل س = ٣٠ و تباين س = ٢٦ و تباين ص = ٣٦

المطلوب:

أ - أوجد معادلة انحدار ص / س وتنبأ بقيمة ص عندما س = ٥٠

ب- أوجد معادلة انحدار س / ص وتنبأ بقيمة س عندما ص = ٣٠

٦. إذا علم أن:

7.95 مج س = ۲۰ ، مج س ، ۱۲۲ ، مج س ، مج ص عبد مج س عبد مج س

مج س ص = ١٠٢١

المطلوب:

أ - احسب معامل ارتباط بيرسون بين المتغيرين س ، ص

ب- أوجد معادلة انحدار ص / س

ج - أوجد معادلة انحدار س / ص

٠٧

| ١ | ٧٠٠ | ٥,, | ٤٠٠ | ٣., | 70. | ۲., | 10. | الدخل |
|---|--------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----------|
| 9 | · ~ | ٤٥, | ٣٢. | ۲٧. | ۲١. | 10. | ١ | الاستهلاك |

- أ احسب معامل ارتباط بيرسون بين الدخل والاستهلاك
- ب- احسب معامل ارتباط سبيرمان بين الدخل والاستهلاك
- ج أوجد معادلة انحدار الدخل على الاستهلاك وتنبأ بالدخل المتوقع عندما يكون الاستهلاك ١٠٠٠ جنيه
- د استنتج معامل انحدار الاستهلاك على الدخل بمعلومية معامل الارتباط ومعامل انحدار الدخل على الاستهلاك
 - ه- احسب معامل التحديد مع التفسير
- ٨. لدينا عينة حجمها ١٥٠ شخصاً موزعون حسب الاستهلاك الشهرى
 والادخار الشهرى:

| المجموع | TYo. | -7 | -10. | -1 | الإستهلاك الادخار |
|---------|------|----|------|----|----------------------|
| 77 | 10 | 11 | _ | _ | ٥, |
| ٣٧ | ٧ | 70 | ٥ | _ | ۸. |
| 79 | _ | ١٧ | ٤٠ | 17 | 11. |
| ١٨ | _ | _ | ٨ | ١. | ١٤. |
| 10. | 77 | ٥٣ | ٥٣ | 77 | المجموع |

المطلوب:

- أ احسب معامل ارتباط بيرسون بين الاستهلاك والادخار
- ب- أوجد معادلة انحدار الادخار على الاستهلاك وتنبأ بالادخار المتوقع عندما يكون الاستهلاك ٥٠٠ جنيه

الباب الرابع تحليل السلاسل الزمنية Time Series Analysis

السلسلة الزمنية:

عبارة عن علاقة بين متغيرين ، أحدهما متغير مستقل وهو الزمن ولنرمز له بالرمز (س) ويعبر عنه بمجموعة من الفترات الزمنية المتتالية أو المتتابعة (سنوات أو شهور أو أسابيع أو أيام ...) ومتغير آخر تابع ولنرمز له بالرمز (ص) وهو غالباً ما يكون أحد المتغيرات الاقتصادية الهامة مثل: (الإنتاج – الصادرات – الواردات – المبيعات) أى أن:

ص = د (س)

وتستخدم السلسلة الزمنية التاريخية فى تحديد شكل الاتجاه العام للظاهرة مع التوقع بإمتداد هذا الاتجاه العام فى المستقبل القريب حتى يمكن التنبؤ بالقيم المختلفة للظاهرة مستقبلاً.

عناصر السلسلة الزمنية:

يهدف تحليل السلسلة الزمنية إلى التعرف على حركة وسلوك الظاهرة فى الماضى بعد تحديد عناصر أو مكونات السلسلة الزمنية والتغيرات التى تطرأ عليها أو تلازمها من حيث طبيعتها ومقدارها واتجاهها وتتلخص عناصر السلسلة الزمنية فيما يلى:

- Secular Trend الاتجاه العام (١)
- Seasonal Variations التغيرات الموسمية (٢)
- (٣) التغيرات الدورية (٣)
- Irregular Variations التغيرات العرضية (٤)

(۱) الاتجاه العام: Secular Trend

الاتجاه العام هو المسار العام للسلسلة الزمنية وفقاً للبيانات التاريخية عن الظاهرة والذي يعبر عن حركة البيانات على مدار فترة طويلة في الماضي والتي تبين الزيادة أو النقص أو الثبات من فترة لأخرى وهي التغيرات المنتظمة أو التي تبين عدم وجود أي علاقة أو اتجاه عام وهي تغيرات غير منتظمة ، وقد يكون الاتجاه العام خطى أو غير خطى ولكن ستقتصر دراستنا في هذا الباب على الاتجاه العام الخطى.

Seasonal Variations التغيرات الموسمية:

وهى تغيرات منتظمة على فترات عادة أقل من سنة ، قد تكون يومية أو أسبوعية أو شهرية أو ربع سنوية أو نصف سنوية ، وعلى سبيل المثال فالمثلجات تباع في موسم الصيف أكثر من المواسم الأخرى واستهلاك الكهرباء في المنازل ليلاً أكثر من نهاراً وهكذا

(٣) التغيرات الدورية:

هى تغيرات منتظمة على فترات عادة أكثر من سنة مثل فترات الرواج والكساد وهى تتم على فترات طويلة قد تصل إلى ١٠ سنوات أو أكثر حيث تتوقف على الظروف الداخلية للدولة والظروف الخارجية المحيطة بها.

(٤) التغيرات العرضية: Irregular Variations

هى تغيرات غير منتظمة وغير متوقعة وتحدث نتيجة ظروف طارئة ومفاجئة مثل الحروب والزلازل والبراكين والفيضانات والأوبئة بحيث

يصعب التنبؤ بهذه التغيرات وتحديد حجمها ويطلق عليها عادة التغيرات العشوائية.

<u>نماذج تحليل السلاسل الزمنية:</u>

يوجد عدة نماذج لتحليل السلاسل الزمنية عن طريق مكوناتها أو عناصرها الأربع السابقةومن أهمها:

١ - نموذج حاصل الجمع:

وبمقتضاه تتحدد قيمة الظاهرة عند أى نقطة زمنية بحاصل جمع القيمة الاتجاهية عند هذه النقطة مضافاً إليها قيم التغيرات الموسمية والتغيرات الدورية والتغيرات العرضية ، وهذه العلاقة تعنى أن قيمة العناصر الأربعة مستقلة لا تتأثر ولا تؤثر في بعضها البعض.

٢ - نموذج حاصل الضرب:

وبمقتضاه تتحدد قيمة الظاهرة عند أى نقطة زمنية بحاصل ضرب العناصر الأربعة (القيمة الاتجاهية والتغيرات الموسمية والتغيرات الدورية والتغيرات العرضية) ، والتغير في الاتجاه العام (العنصر الأول) هو الذي يتحدد بوحدات القياس الأصلية وباقى التغيرات (الموسمية والدورية والعرضية) تظهر كنسب مئوية من التغير العام في الاتجاه العام (بدون وحدات قياس) وبالتالى تعتبر التغيرات الأربع متغيرات غير مستقلة تؤثر في بعضها البعض ، ويعتبر نموذج حاصل الضرب هو الأكثر شيوعاً واستخداماً لأن نتائجه أكثر دقة.

وسنكتفى فيما يلى بدراسة طرق تحديد الاتجاه العام للسلسلة الزمنية (العنصر الأول) بالإضافة إلى دراسة تحليل التغيرات الموسمية (العنصر الثانى) كل على حدة أى دراسة كل عنصر على حدة مع عزل أو وقف تأثير تغيرات العناصر الأخرى.

طرق تقدير الاتجاه العام للسلسلة الزمنية:

يتم تقدير الاتجاه العام للسلسلة الزمنية بمجموعة من الطرق نلخص أهمها فيما يلى:

(١) الطريقة البيانية:

يتم تمثيل السنوات عادة على المحور الأفقى والقيم المختلفة للظاهرة على المحور الرأسى ، ويتم وضع أو تسجيل النقط التاريخية الفعلية للظاهرة على مدار الفترات الزمنية المختلفة وبتوصيل هذه النقط ببعضها البعض يظهر الشكل التاريخي للسلسلة الزمنية وعادة ما تكون سلسلة غير منتظمة ولتفادى الانكسارات المختلفة والقيم الشاذة الأخرى في المنحنى التاريخي يتم تمهيد خط مستقيم أو منحنى باليد بحيث يمر الخط أو المنحنى بأغلب النقط المختلفة للظاهرة ويتوسط باقى النقط الأخرى على مسافات متساوية تقريباً بحيث يكون عدد النقط فوق أو على يمين الخط المستقيم أو المنحنى مساوياً تقريباً لعدد النقط أسفل أو على يسار الخط المستقيم أو المنحنى وهذه الطريقة بالرغم من أنها تمتاز بالسهولة إلا أنها تعتمد على مهارة الباحث بالرسم وتعطى نتائج مختلفة من شخص لآخر.

(٢) طريقة شبه المتوسطات (طريقة متوسطى نصفى السلسلة):

بمقتضاها يتم تقسيم بيانات السلسلة الزمنية إلى نصفين متتاليين ، ثم يتم حساب الوسط الحسابى لبيانات الظاهرة فى النصف الأول للسلسلة وأيضاً الوسط الحسابى للنصف الثانى من السلسلة ويتم وضع قيم الوسطين الحسابيين على الرسم البيانى ويسجل كل وسط حسابى فى مركز أو منتصف نصف السلسلة ، ثم يرسم خط مستقيم يمر بالوسطين الحسابيين فيتحدد خط الاتجاه العام ، وإذا كان عدد الفترات فردياً فيتم إهمال الفترة الوسطى أوالفترة الأولى أوالفترة الأخيرة وذلك حتى يصبح عدد الفترات زوجياً بحيث يتم تقسيمه إلى نصفين متساويين ، ويعيب هذه الطريقة أنها تعتمد على الأوساط الحسابية التى تتأثر بالقيم الشاذة وبالتالى يتأثر الخط المستقيم بهذه القيم الشاذة إذا كانت موجودة.

مثال:

فيما يلى بيان بالمبيعات السنوية بآلاف الجنيهات لإحدى المؤسسات التجارية خلال السنوات ٢٠٠٤ إلى ٢٠١٢

| ۲.۱ | ۲ | ۲٠۱۱ | 7.1. | 79 | ۲٠٠٨ | ۲٧ | 77 | 70 | ۲٠٠٤ | السنة |
|-----|---|------|------|-----|------|----|----|----|------|----------|
| 19 | • | 10. | ۱۳. | 11. | ١ | ۸. | ٦٥ | ٥, | 70 | المبيعات |

استخدم طريقة متوسطى نصفى السلسلة فى تحديد خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية السابقة

الحل:

نظراً لأن بيانات السلسلة الزمنية السابقة عن فترة ٩ سنوات وهو رقم فردى لذلك يمكن إهمال بيانات السنة الوسطى وهي سنة ٢٠٠٨

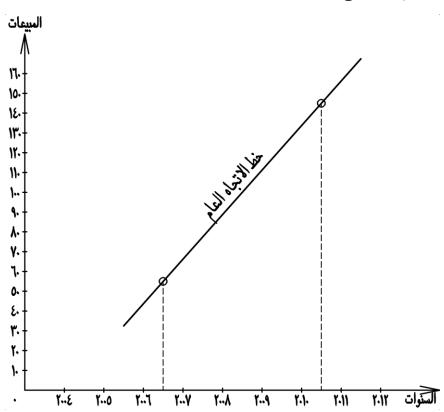
الوسط الحسابى البسيط لمبيعات السنوات الأربع الأولى

$$00 = \frac{11}{\xi} = \frac{11}{\xi} = \frac{11}{\xi} = 0$$

الوسط الحسابى البسيط لمبيعات السنوات الأربع الأخيرة

$$150 = \frac{000}{5} = \frac{190 + 100 + 170 + 110}{5} =$$

ويتم تسجيل الوسطين الحسابيين السابقين على الرسم البياني أمام منتصف كل فترة كما يلي:



(٣) طريقة المتوسطات المتحركة:

إذا كانت البيانات التاريخية التى تعبر عنها السلسلة الزمنية أو خط الاتجاه العام تتعرض لذبذبات أو تغيرات غير منتظمة تتم على فترات زمنية شبة ثابتة وللتغلب على هذه الذبذبات يمكن حساب الوسط الحسابى للبيانات التاريخية لفترة معينة ويسجل الوسط الحسابى فى منتصف الفترة ، ثم نحذف بيانات الوحدة الأولى داخل الفترة ونُدخل بدلاً منها بيانات الوحدة الأولى من الفترة التالية لفترة الذبذبة ثم نحسب وسط حسابى جديد متحرك ونكرر هذه العملية لباقى البيانات المتتالية أو المتتابعة وبالتالى يكون لدينا فى النهاية سلسلة جديدة تتكون من المتوسطات المتحركة وتسجل هذه المتوسطات المتحركة على الرسم البيانى وبالتوصيل بينها يتحدد خط أو منحنى الاتجاه العام للسلسلة.

ويؤخذ على هذه الطريقة أن عدد القيم الاتجاهية يكون أقل من عدد القيم الأصلية كما لا توجد هناك دالة رياضية يمكن استخدامها في التنبؤ مستقبلاً.

(٤) طريقة المربعات الصغرى:

بمقتضاها يتم توفيق خط مستقيم يتوسط البيانات التاريخية للسلسلة الزمنية ويعتبر الخط الأمثل الذى يتوسط النقط هو الذى يعطى أقل مجموع مربعات للانحرافات بين القيم الأصلية للبيانات التاريخية والقيم الجديدة الاتجاهية على الخط المستقيم الممهد ، وتتحدد معادلة الخط المستقيم الذى يحقق الشرط السابق بالمعادلة التالية:

ص = أ س + ب

حيث ص المتغير التابع ، س تمثل دائماً الفترات ، أ معامل انحدار الخط المستقيم أى ميل الخط المستقيم الذى يتحدد بظل الزاوية التى يصنعها الخط المستقيم مع الاتجاه الموجب لمحور السينات ، ب ثابت الانحدار وتمثل الجزء المقطوع من محور الصادات.

ويتم ايجاد قيم أ ، ب بحل المعادلتين التاليتين معاً:

وبحل المعادلتين السابقتين معاً جبرياً يمكننا التوصل للقوانين التالية:

$$\frac{\mathbf{v} \times \mathbf{v} + \mathbf{w} - \mathbf{v} - \mathbf{v} \times \mathbf{v} + \mathbf{w} \times \mathbf{v}}{\mathbf{v} \times \mathbf{v} - \mathbf{v} \times \mathbf{v}} = \mathbf{v} \times \mathbf{v} \times \mathbf{v}$$

$$\mathbf{v} \times \mathbf{v} - \mathbf{v} \times \mathbf{v} = \mathbf{v} \times \mathbf{v}$$

$$\mathbf{v} \times \mathbf{v} - \mathbf{v} \times \mathbf{v} = \mathbf{v} \times \mathbf{v}$$

$$\mathbf{v} \times \mathbf{v} \times \mathbf{v} = \mathbf{v} \times \mathbf{v} \times \mathbf{v}$$

$$\mathbf{v} \times \mathbf{v} \times \mathbf{v} = \mathbf{v} \times \mathbf{v} \times \mathbf{v}$$

الطريقة المختصرة:

عند تحديد نقطة الأصل (سنة الأساس أو الوسط الفرضى) وكانت هى السنة أو الفترة الوسطى للبيانات إذا كان عدد السنوات فردياً أو منتصف الفترتين المركزيتين للبيانات إذا كان عدد السنوات زوجياً وذلك حتى يصبح مجموع قيم س = صفر أى أن مج س = صفر.

وبالتعويض عن مجـ س = صفر في القوانين السابقة يمكن تبسيطها إلى ما يلي:

$$\hat{t} = \frac{\text{مجw on }}{t}$$

$$\hat{t} = \frac{t}{t}$$

فيما يلى بيان بكمية الإنتاج بالطن لإحدى المصانع عن السنوات ٢٠٠٧ إلى ٢٠١٣

| 7.17 | 7.17 | 7.11 | ۲.۱. | ۲9 | ۲۸ | ۲٧ | السنة |
|------|------|------|------|-----|----|----|--------------|
| ۲٧. | 70. | ۲., | ١٦. | ١٢. | ۸. | ٤. | كمية الإنتاج |

حدد معادلة خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية السابقة معتبراً سنة ٢٠٠٧ هي نقطة أصل (وسط فرضي) مع تحديد القيمة الاتجاهية والقيم الاتجاهية المخلصة من أثر الاتجاه العام ثم تتبأ بالإنتاج عام ٢٠١٦

الحل:

| <u>ص</u> ۲۰۰۰ | <u>^</u> ص | س ۲ | س ص | س | ص | السنة |
|---------------|---------------|------|--------|------|------|---------|
| %9V | ٤١,٢ | • | • | * | ٤. | 77 |
| % 99 | ۸٠,٨ | ١ | ۸. | ١ | ۸. | ۲٠٠٨ |
| % 99 | ۱۲۰,٤ | ٤ | ۲٤. | ۲ | ١٢. | ۲9 |
| %1 | ١٦٠ | ٩ | ٤٨. | ٣ | ١٦. | 7.1. |
| ۲,۰۰,۲ | 199,7 | 7 | ۸ | ٤ | ۲., | 7.11 |
| 11.5,0 | 749,7 | 70 | 170. | 0 | ٠, | 7.17 |
| %9V | ۲۷۸,۸ | ۲۳ | 177. | 7 | ۲٧. | 7.18 |
| | | 91 | ٤٤٧. | ۲۱ | 117. | المجموع |
| | | مج س | مج س ص | مج س | مج ص | |

نفرض أن معادلة خط الاتجاه العام هي:

$$\frac{0 \times \text{App} - \text{App} \times \text{App}}{\text{V}} = \frac{0 \times \text{App} \times \text{App}}{\text{V}}$$

$$0 \times \text{App} \times \text{App}$$

$$\mathsf{TP}_{\mathsf{T}} = \frac{\mathsf{TP}_{\mathsf{T}} \times \mathsf{TP}_{\mathsf{T}} - \mathsf{EEV}_{\mathsf{T}} \times \mathsf{V}}{\mathsf{TP}_{\mathsf{T}} \times \mathsf{TP}_{\mathsf{T}} - \mathsf{TP}_{\mathsf{T}} \times \mathsf{V}} = \hat{\mathsf{I}}$$

$$\overline{m} = \overline{m} - \overline{l}$$

$$\xi 1, \Upsilon = \frac{\Upsilon 1}{V} \times \Upsilon 9, \Upsilon - \frac{11 \Upsilon \cdot}{V} = \frac{\alpha + \alpha}{\dot{U}} \times \dot{I} - \frac{\alpha + \alpha}{\dot{U}} = 0$$

.. معادلة خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية هي:

القيم الاتجاهية ص:

القيم الاتجاهية للمتغير التابع ص ولنرمز لها بالرمز ص هى القيم الجديدة التى تم نقلها من القيم الأصلية (التاريخية) إلى خط الاتجاه العام ، وتنتج هذه القيم بالتعويض في معادلة الاتجاه العام التالية:

ويتم التعويض فى هذه المعادلة عن س بالانحرافات من صفر إلى ٧ (وهى الانحرافات بين السنوات الأصلية ونقطة الأصل) وذلك للحصول على القيم الاتجاهية المقابلة للقيم الأصلية كما يلى:

عندما س = صفر:

فإن
$$\hat{\omega} = 7,7 + \infty$$
 صفر $\times 79,7 = 1,7$

عندما س = ١:

$$\Lambda \cdot , \Lambda = \xi 1, \Upsilon + 1 \times \Upsilon 9, \Upsilon = \frac{1}{2}$$
فإن $\hat{\Omega}$

عندما س = ۲:

$$17., \xi = \xi 1, T + T \times T9, T =$$
فإن صُ

و هكذا يتم التعويض عن = 7 ثم 3 ثم 7 ثم 7 وتسجل النتائج فى الجدول السابق فى عمود $(\hat{\omega})$ كما يمكن إضافة أو جمع أعلى أى قيمة التجاهية الإيجاد القيمة الاتجاهية التالية و هكذا.

وللوصول للقيم الاتجاهية المخلصة من أثر الاتجاه العام (القيم الاتجاهية المعدلة) ننسب القيم الأصلية للقيم الاتجاهية المناظرة ونحولها لنسبة مئوية

بالضرب في ١٠٠ فتتحدد الخانة الأخيرة في الجدول السابق عمود ($\frac{0}{2}$ × ١٠٠٪)

التنبؤ بالإنتاج عام ٢٠١٦

س = السنة المطلوبة - نقطة الأصل

 $9 = 7 \cdot \cdot \cdot \vee - 7 \cdot 17 =$

.: ص = ۳۹۷٫٦ = ٤١,٢ + ٩ × ٣٩,٦ طن

حل آخر باستخدام الطريقة المختصرة:

سنقوم بإعادة حل المثال السابق بطريقة أخرى مختصرة وذلك بنقل نقطة الأصل أو الوسط الفرضى إلى السنة الوسطى وهي ٢٠١٠ كما يلى:

| <u>م</u> | ^ _ | س۲ | س ص | س | ص | السنة |
|--------------|---------------|------|--------|------|------|---------|
| % 9 Y | ٤١,٢ | ٩ | 17 | ٣- | ٤. | ٧٧ |
| % 99 | ۸٠,٨ | ٤ | ۱٦ | ۲- | ٨. | ۲۸ |
| % 99 | ۱۲۰,٤ | ١ | 17 | ١- | ١٢. | ۲9 |
| %1 | 17. | صفر | صفر | صفر | ١٦. | 7.1. |
| ٪۱۰۰,۲ | 199,7 | ١ | ۲., | ١ | ۲., | 7.11 |
| 11.2,0 | 789,7 | ٤ | 0 | ۲ | 70. | 7.17 |
| % 9 Y | ۲ ٧٨,٨ | ٩ | ۸١. | ٣ | ۲٧. | 7.18 |
| | | ۲۸ | 111. | صفر | 117. | المجموع |
| | | مج س | مج س ص | مج س | مڊ ص | |

ونظراً لأن مجـ س = صفر تختصر القوانين السابقة لإيجاد أ ، ب كما يلى:

$$17. = \frac{117.}{v} = \frac{\alpha}{0} = \frac{\alpha}{0} = \frac{117.}{0}$$

.: ص = ۳۹٫٦ س + ۱٦٠

التنبؤ بالإنتاج عام ٢٠١٦

س = السنة المطلوبة - نقطة الأصل

$$7 = 7 \cdot 1 \cdot - 7 \cdot 17 =$$

وهي نفس الإجابة السابقة تماماً

وللوصول للقيم الاتجاهية ($\hat{\omega}$) يتم التعويض في معادلة الاتجاه العام $\hat{\omega} = 7.7$ س + 17. عن س بالقيم من -7 إلى +7 ينتج العمود السادس $\hat{\omega}$ وهو لا يختلف عما توصلنا إليه عند الحل بالطريقة المطولة وبالتالى لا يختلف العمود الأخير $(\frac{\omega}{2} \times 1.00)$

مثال (۲):

حدد معادلة الاتجاه العام للسلسلة الزمنية التالية ثم تتبأ بالصادرات المتوقعة عام ٢٠١٥

| 7.17 | 7.17 | 7.11 | ۲.۱. | ۲9 | ۲۸ | ۲٧ | ۲۲ | السنة |
|------|------|------|------|----|----|----|----|---------------------|
| ٥, | ٤٠ | ٣٢ | 70 | ۲. | ١٨ | ١٢ | • | الصادرات بالمليون ج |

<u>الحل:</u> الطريقة المختصرة:

| <u>ص</u> ۲۰۰۰ | ص | س ص | س۲ | Ü | ص | السنة | |
|-----------------|-------|--------|-------|------------|------|---------|--|
| 1100,77 | ٦,٤٢ | V • - | ٤٩ | ٧- | ١. | ۲٠٠٦ | |
| %1·•,1V | 11,94 | ٦ | 70 | o - | ١٢ | 77 | |
| %1. 7,77 | 14,08 | ٥٤- | ٥ | ٣- | ١٨ | ۲٠٠٨ | |
| %\\\\o | 77,1. | ۲ | • | \ - | ۲. | ۲٠٠٩ | |
| %AY,Y٣ | ۲۸,٦٦ | 70 | • | • | 70 | 7.1. | |
| %9 ٣,0 1 | ٣٤,٢٢ | 97 | ٥ | ٣ | 44 | 7.11 | |
| %1··,00 | ٣٩,٧٨ | ۲., | 70 | 0 | ٤. | 7.17 | |
| %11·,7A | ٤٥,٣٤ | ٣٥. | ٤٩ | > | • | 7.18 | |
| | | ٤٦٧ | ١٦٨ | صفر | ۲.٧ | المجموع | |
| | | مج س ص | مڊ س۲ | مج س | مج ص | | |

ملاحظات على الجدول السابق:

اعتبرنا نقطة الأصل (الوسط الفرضى) منتصف عامى ٢٠١٠، ٢٠٠٩، (السنتان المتوسطتان) وليكن حسابياً الوسط الفرضى هو ٢٠٠٩،، فكانت الانحر افات بين ٢٠٠٩، وجميع السنوات الأخرى كما يلى:

| 7.17 | 7.17 | 7.11 | ۲.۱. | ۲9 | ۲۸ | ۲٧ | ۲٦ | السنة |
|------|------|------|------|------|------|------|------|-------------|
| ٣,٥ | ۲,٥ | ١,٥ | ٠,٥ | ٠,٥- | 1,0- | ۲,٥- | ۳,٥- | الانحر افات |

وللتخلص من الكسور نضرب الانحرافات الكسرية السابقة في الرقم ٢ فتصبح: $- \lor , - \circ , - \ref{v}$ ، $- \lor , - \circ , - \ref{v}$

وبالتالى تصبح
$$m = Y$$
 (السنة المطلوبة – نقطة الأصل) وبفرض أن معادلة الاتجاه العام هى:

$$\Upsilon, V\Lambda = \frac{177}{171} = \frac{\Lambda}{\gamma} = \frac{\Lambda}{\gamma}$$
 حیث أ

التنبؤ بالإنتاج عام ٢٠١٥

ن.
$$ص = 7.7$$
 ملیون جنیه \cdots مایون جنیه \cdots

الدليل الموسمى:

تحديد خط الاتجاه العام في ظل التقلبات الموسمية:

كثير من الظواهر تخضع لتقلبات موسمية منتظمة على فترات أقل من سنة ويمكن التنبؤ بها وحسابها بدقة استناداً للتحرك المنتظم لهذه التقلبات على مدار فترات زمنية طويلة في الماضي ، وهذه التقلبات قد تكون يومية أو أسبوعية أو شهرية أو ربع سنوية أو نصف سنوية ، وللأخذ في

الاعتبار تأثير هذه التقلبات على خط الاتجاه العام يمكن توضيحها من خلال المثال التالى:

مثال:

فيما يلى قيمة الإنتاج بالألف جنيه لإحدى الشركات الصناعية خلال الفترات الربع سنوية للأعوام ٢٠١٢، ٢٠١٣ ، ٢٠١٤

| 7.15 | | | | 7.17 | | | | 7.17 | | | | السنة |
|--------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|-------|---------|
| الرابع | الثالث | الثاني | الأول | الرابع | الثالث | الثاني | الأول | الرابع | الثالث | الثاني | الأول | الربع |
| ٥, | ٣٣ | ٤٠ | 70 | ٤٠ | 70 | ٣٥ | 10 | ٣. | 10 | ۲. | ١٢ | الانتاج |

المطلوب:

- ١. تحديد معادلة خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية السابقة
- ٢. حساب القيم الاتجاهية والقيم الاتجاهية المخلصة من أثر الاتجاه العام
 - ٣. إعداد الدليل الموسمى
 - ٤. التنبؤ بقيمة الإنتاج الربع سنوى المتوقع خلال عام ٢٠١٥

الحل:

تحديد معادلة خط الاتجاه العام:

| <u>ص</u> ۲۰۰۰ × | ^ ص | س٢ | س ص | س | ص | الربع | السنة |
|----------------------------|----------------|------|--------|------|------|--------|----------------|
| % \7,779 | 17,91 | • | • | • | ١٢ | الأول | |
| %1Y+,9YY | 17,088 | 1 | ۲. | ١ | ۲. | الثاني | |
| %VA,T1T | 19,102 | ٤ | ٣. | ۲ | 10 | الثالث | 7.17 |
| %\ ٣ ٧,٧٦٦ | ۲۱,۷۷٦ | ٩ | ٩. | ٣ | ٣. | الرابع | |
| %71,£A | 75,37 | ١٦ | ٦. | ٤ | 10 | الأول | |
| 119,082 | ۲۷,۰۲ | 70 | 140 | ٥ | 30 | الثاني | , , , , |
| %\£,\£. | 79,757 | 41 | 10. | ٦ | 70 | الثالث | 7.18 |
| %17 ٣ ,9 ٧ ٧ | ٣٢,٢٦٤ | ٤٩ | ۲۸. | ٧ | ٤٠ | الرابع | |
| %V1,777 | ٣٤,٨ ٨٦ | ٦٤ | ۲., | ٨ | 70 | الأول | |
| 11.7,755 | TY,0.A | ٨١ | ٣٦. | ٩ | ٤. | الثاني | 7.15 |
| %\Y,Y٣٣ | ٤٠,١٣ | ١ | ۳۳. | ١. | ٣٣ | الثالث | 1 • 1 2 |
| 1117,908 | ٤٢,٧٥٢ | 171 | 00, | ۱۱ | ٥, | الرابع | |
| | | 0.7 | 7750 | ٦٦ | ٣٤. | | المجموع |
| | | مج س | مج س ص | مج س | مج ص | | |

ملاحظة:

$$\frac{\dot{\mathbf{x}} \times \mathbf{x} \times \mathbf{w} \times \mathbf{w} - \mathbf{x} \times \mathbf{w} \times \mathbf{w}}{\mathbf{x} \times \mathbf{w} \times \mathbf{w} \times \mathbf{w}} = \int_{\mathbf{x}}^{\mathbf{x}} \mathbf{x} \times \mathbf{w} \times \mathbf{w} \times \mathbf{w}$$

$$\dot{\mathbf{x}} \times \mathbf{w} \times \mathbf{w} \times \mathbf{w} \times \mathbf{w} \times \mathbf{w}$$

$$\dot{\mathbf{x}} \times \mathbf{w} \times \mathbf{w} \times \mathbf{w} \times \mathbf{w} \times \mathbf{w}$$

$$=\frac{7!\times 0377-17\times -37}{7!\times 1.00-17\times 17}$$

$$7,777 = \frac{20..}{111} = \frac{7722..}{2007-3.47} =$$

$$\overline{w} = \overline{w} - \overline{w}$$

$$\frac{77}{17} \times 7,777 - \frac{75}{17} = \frac{17}{17} \times 7,777 - \frac{75}{17} = \frac{17}{17} \times \frac{1}{17} \times \frac{1}{17} = \frac{1}{17} \times \frac{1}{17} = \frac{1}{17} \times \frac{1}{17} \times$$

$$17,91 = 15,577 - 74,777 =$$

.: معادلة خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية هي:

تحديد القيمة الاتجاهية ص:

بالتعویض فی معادلة خط الاتجاه العام $\hat{\omega} = 7,777$ س + 17,91 عن س بالانحر افات من $\hat{\omega}$ ، $\hat{\omega}$ ، $\hat{\omega}$ ، $\hat{\omega}$ التوالى نجد أن $\hat{\omega}$ هی $\hat{\omega}$ ، \hat

إعداد الدليل الموسمى:

يتكون الدليل الموسمى من القيم الاتجاهية المخلصة من أثر الاتجاه العام (المعدلة) على أساس وضع رقم واحد متوسط أمام كل ربع (الوسط الحسابى البسيط للقيم الاتجاهية المخلصة) كما يلى:

| الدليل الموسمي | محمم عالقدمة | ر الاتجاه العام | القيم الاتجاهية القيمة الاتجاهية المخلصة من أثر الاتجاه العام | | | | | |
|----------------|-----------------|-----------------|---|-----------|--------|--|--|--|
| دين هوستي | الاتجاهية | ۲۰۱٤ ٪ | ۲۰۱۳ ٪ | ۲۰۱۲ ٪ | الربع | | | |
| ٧٣,١٣٧ | 719,511 | Y1,77Y | ٦١,٤٨ | ۸٦,٢٦٩ َ | الأول | | | |
| 119,007 | T0V,100 | 1.7,788 | 179,085 | 17.,977 | الثاني | | | |
| ۸۱,٦۲۹ | 7 £ £ , \ \ \ \ | ۸۲,۲۳۳ | ٨٤,٣٤ | ٧٨,٣١٣ | الثالث | | | |
| 177,777 | ۳۷۸,٦٩٧ | 117,908 | 177,977 | 187,777 | الرابع | | | |
| ٤٠٠,٠٥ | | | المجموع | | | | | |

وفى حالة اختلاف المجموع الفعلى فى هذا المثال عن ٤٠٠٪ فيتم إجراء تعديل للقيم عن طريق معامل تصحيح أو تعديل وذلك بقسمة ٤٠٠٪ ÷ المجموع الفعلى أى أن:

معامل تصحيح الدليل الموسمى =
$$\frac{5.0}{0.00}$$
 = 0,099,000 معامل تصحيح الدليل الموسمى

الدليل الموسمى المعدل:

| الدليل الموسمى المعدل المطلق | الدليل الموسمى المعدل % | الربع |
|------------------------------|-------------------------------------|------------------|
| ٠,٧٣١٢٨ | Υ٣,1 ΥΛ = •,999 ΛΥΟ × Υ٣,1 ٣Υ | الأول |
| 1,19.87 | 119, * TY = *,999 AYO × 119, * OY | الثانی الثالث |
| ۰,۸۱٦۱۹ | $A1,719 = .,999AV0 \times A1,779$ | الدابع |
| 1,77717 | $177,777 = .,999AV0 \times 177,777$ | "لر بن |
| ٤ | ٤٠٠ | المجموع |

 $\frac{\text{الدلیل الموسمی المعدل}}{\text{المطاق}} = \frac{\text{الدلیل الموسمی المعدل}}{\text{المعدل الموسمی المعدل المعدل الموسمی المعدل المعدل الموسمی المعدل ال$

التنبؤ بقيمة الانتاج الربع سنوى المتوقع عام ٢٠١٥

| الانتاج المتوقع عام ٢٠١٥ $\hat{\omega} = \hat{\omega} = (7.777 \ \text{m} + (17.91) \times \text{licky}$ الدليل الموسمى المعدل المطلق | الربع |
|---|--------|
| $TT, 1 \wedge 1 = \cdot, \forall T \mid T \wedge \times (1T, 91 + 1T \times T, 7TT) = \bigcirc$ | الأول |
| $0 \lor, 1 \lor = 1, 1 \lor, V \lor (1 \lor, 9 \lor + 1 \lor \lor, 7 \lor 7) = \hat{0}$ | الثاني |
| \mathfrak{E} (۱۳,۹۱ + ۱٤ × ۲,٦۲۲) \mathfrak{E} (۱۳,۹۱ + ۱٤ × ۲,٦۲۲) | الثالث |
| $\exists \forall, 19 \forall = 1, 77717 \times (17,91 + 10 \times 7,777) = \hat{\Box}$ | الرابع |

ملاحظة: تم التعويض عن س بالانحرافات بين الفترات الربع سنوية لعام ٢٠١٥ ونقطة الأصل وهي الربع الأول لعام ٢٠١٢ أي بالانحرافات ١٢ ، ١٣ ، ١٤ ، ١٥ ،

تمارين على الباب الرابع

(۱) البيان التالى يبين الأرباح السنوية الصافية بآلاف الجنيهات لإحدى الشركات:

| ۲۲ | 70 | ۲٠٠٤ | 7 | 77 | ۲٠٠١ | ۲ | السنة |
|-----|-----|-------|-------|-------|-------|-------|---------|
| ٣٥. | 798 | 7 2 0 | 7.1,7 | 178,9 | ١٤٨,٣ | 170,7 | الأرباح |

المطلوب:

أ - حدد معادلة خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية السابقة

ب- حدد القيم الاتجاهية المخلصة من أثر الاتجاه العام

ج - تتبأ بصافى الأرباح عام ٢٠٠٧ ، عام ٢٠١٢

(٢) البيان التالى يمثل المبيعات السنوية الصافية بآلاف الجنيهات لإحدى الشركات:

| ۲۸ | ۲٧ | ۲٦ | 70 | ۲٠٠٤ | 7 | 77 | 71 | السنة |
|-----|-----|-----|-----|------|-----|-----|-----|----------|
| ٦٩. | 375 | ٥٧. | 0.7 | ٤٤٦ | ٤٠٣ | 770 | ٣٤. | المبيعات |

المطلوب:

أ - حدد معادلة خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية السابقة

ب- حدد القيم الاتجاهية المخلصة من أثر الاتجاه العام

ج - تتبأ بالمبيعات السنوية المتوقعة عام ٢٠١١ ، عام ٢٠١٢

(٣) فيما يلى بيان بالواردات من المواد الخام لإحدى الصناعات الثقيلة بالمليون جنيه:

| ۲.١. | 79 | ۲۸ | ۲٧ | ۲٠٠٦ | ۲۰۰۰ | ۲٠٠٤ | ۲۳ | 77 | السنة |
|------|-----|-----|-----|------|------|------|-------|-----|----------|
| ۲٤. | ۲., | 77. | 110 | 140 | 10. | ١٦٨ | 1 2 • | 170 | الواردات |

المطلوب:

أ - استخدم طريقة متوسطى نصفى السلسلة فى تحديد الاتجاه العام بيانياً

ب- استخدم طريقة المتوسطات المتحركة على أساس ٣ سنوات ثم على أساس ٤ سنوات ثم على أساس ٦ سنوات في تحديد الاتجاه العام بيانياً

(٤) فيما يلى بيان بالمبيعات الربع سنوية بملايين الجنيهات لإحدى الشركات الصناعية خلال عامي ٢٠١٣،

| | ۲. | ١٤ | | | 7.17 | | | |
|--------|--------|--------|-------|--------|----------------------------|----|----|----------|
| الرابع | الثالث | الثاني | الأول | الرابع | الأول الثاني الثالث الرابع | | | |
| ١٧. | 70 | ١٢. | ДО | 150 | ٤٥ | 90 | 70 | المبيعات |

المطلوب:

أ - تحديد معادلة خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية السابقة

ب- تحديد القيم الاتجاهية المخلصة من أثر الاتجاه العام

ج- إعداد الدليل الموسمى

د - احسب المبيعات الربع سنوية المتوقعة خلال عام ٢٠١٦

الباب الخامس الأرقام القياسية Index Numbers

الرقم القياسي:

رقم يعبر عن التغير في ظاهرة معينة بين فترتين مختلفتين أو بين مكانين مختلفين ، ويساعد الرقم القياسي متخذى القرار في المشروعات المختلفة في تحليل البيانات التاريخية الخاصة بالوظائف المختلفة داخل المشروع وفي رسم الخطط ووضع السياسات ، ومن ثم الرقابة والمتابعة للنتائج المختلفة داخل المشروع.

ويشمل الرقم القياسى بيانات تاريخية عن نشاط أو وظيفة أو سلعة معينة أو محموعة متجانسة من السلع والخدمات تدخل في تركيب الأرقام القياسية.

والرقم القياسى مقياس نسبى لا يتأثر بوحدات القياس ويتوقف على الاختيار المناسب للأساس سواء كان فترة زمنية أو مكان حيث يشترط أن يتميز الأساس بالاستقرار الاقتصادى والظروف الطبيعية ، وتعتبر الأرقام القياسية للأسعار والكميات هي الأكثر شيوعاً واستخداماً.

وسنتم در استنا في هذا الباب بالتطبيق على الأسعار والكميات مع استخدام الرموز التالية:

| فترة المقارنة | فترة الأساس | المتغير |
|---------------|-------------|---------|
| ع١ | ع. | الأسعار |
| ك , | ك. | الكميات |

أنواع الأرقام القياسية:

أو لاً: المناسيب:

(١) المناسيب المستقلة البسيطة:

Price Relative
$$1... \times \frac{1^{\xi}}{1 - \alpha} = \frac{1}{\alpha} = \frac{1}{\alpha}$$

Quantity Relative
$$1 \cdot \cdot \times \frac{1}{2} = \frac{2}{4}$$
 منسوب الكمية = م و $\frac{2}{4}$

Value Relative
$$\frac{\ddot{b}}{\dot{b}} = \frac{\ddot{b}}{\ddot{b}} = -\frac{\ddot{b}}{\ddot{b}}$$

مثال:

| یات | الكمب | عار | السلعة | |
|-----|-------|-----|--------|-----|
| 77 | 70 | 77 | 70 | |
| ٨ | ٥ | 17. | ۸. | قمح |
| ٩ | ٦ | ٩. | ٦. | قطن |
| ٧ | ٤ | ٥, | ٤٠ | ذرة |

المطلوب:

حساب مناسيب الأسعار ومناسيب الكميات ومناسيب القيمة لكل سلعة مستقلة

الحل:

مناسيب الأسعار:

$$\frac{1}{2}$$

$$\frac{9}{1000} = \frac{9}{1000} = \frac{9}{1000} = \frac{9}{1000}$$

$$\frac{1}{2}$$
170 = 1.. $\times \frac{0}{\xi}$

مناسيب الكميات:

$$\frac{1}{2}$$

$$\frac{9}{1000}$$

$$\frac{1}{2} \text{ if } 0 = 1 \cdot \cdot \times \frac{1}{2} = 0$$

مناسيب القيم:

$$\frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{1}{\sqrt{2}} \times \frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{1}{\sqrt{2}}$$

$$\hat{\gamma}_{S,\gamma} = \frac{1 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1} \times \frac{1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1} \times \frac{1}{1 \cdot 1} \times \frac{1}{1$$

$$\%$$
 $1 \wedge , \forall 0 = 1 \cdot \cdot \times \frac{\forall \times 0 \cdot}{\xi \times \xi \cdot} = \frac{1}{\xi \times \xi \cdot}$

(٢) المناسيب التجميعية البسيطة:

أ - الوسط الحسابي البسيط للمناسيب:

الوسط الحسابي لمناسيب الأسعار =
$$\frac{\lambda}{0}$$

$$\frac{a+a_0}{b}$$
 الوسط الحسابي لمناسيب القيم

حل المثال السابق:

الوسط الحسابي لمناسيب الأسعار =
$$\frac{170+100+700}{\pi}$$
 = $\frac{170+100+700}{\pi}$

$$171, V = \frac{140+100+170}{\pi} = \frac{140+100+170}{\pi}$$
 الوسط الحسابي لمناسيب الكميات

$$702,00 = \frac{114.70+110+110}{\pi} = \frac{114.70+110+110}{\pi}$$
 الوسط الحسابى لمناسيب القيم

ب- الوسط الهندسي البسيط للمناسيب:

و لإيجاد الجذر النونى لأياً من الأوساط الهندسية البسيطة السابقة يتم بالآلة الحاسبة وذلك برفع الجذر النونى كما يلى:

$$\frac{1}{0}$$
 الوسط الهندسي البسيط لمناسيب الأسعار = $\begin{pmatrix} a & \times & \times & A \\ & 3 & & 3 \end{pmatrix}$

ويتم إيجاد المقدار السابق باستخدام الآلة الحاسبة وتسجيل الأس بعد الضغط على الزر x^y أو يتم حساب الوسط الهندسي البسيط باللوغار بتمات حبث:

ويتم إيجاد اللوغارتيمات عن طريق الجداول أو باستخدام الآلة الحاسبة بالضغط على الزر $\frac{10^{x}}{10^{x}}$ ثم الناتج النهائي يسجل على الآر $\frac{10^{x}}{10^{x}}$

حل المثال السابق:

∴ &_ = ™37,757 ...

الوسط الهندسى البسيط لمناسيب الأسعار =
$$\frac{1}{7}$$
 (لو ٢٠٠ + لو ١٥٠ + لو ١٢٥)

لو هـ = $\frac{1}{7}$ (لو ٢٠٠ + لو ١٥٠ + لو ١٢٥)

= $\frac{1}{7}$ (٢,٠٩٦٩ + ٢,٣٠١٠٢)

= $\frac{1}{7}$ (٢,١٩٦٣٤ + ١٩٠٣٠)

الوسط الهندسى البسيط لمناسيب الكميات = $\frac{1}{7}$ (١٦٠ × ١٥٠ × ١٥٠)

لو هـ = $\frac{1}{7}$ (لو ١٦٠ + لو ١٥٠ + لو ١٧٥)

 $= \frac{1}{7}$ (لا ١٦٠ × ٢ + ١٩٠٣١) $= \frac{1}{7}$ (٢١٤٠٢ + ٢,٢٠٤١٢)

الوسط الهندسي البسيط لمناسيب القيم =
$$\sqrt[n]{771 \times 077 \times 077}$$
 لو هـ = $\frac{1}{\pi}$ (لو ۲۰۰ + لو ۲۲۰ + لو ۲۸۱٫۷۰) = $\frac{1}{\pi}$ (۲۸۱٫۵۰۰۱۰ + ۲٫۳۰۲۱۸ + ۲٫۳۹۹۰۹)

1,1,1,1,1,1

½ Yo +,77£ = __a ∴

(٣) المناسيب التجميعية المرجحة:

أ - الوسط الحسابي المرجح للمناسيب:

$$\frac{A_{3}}{A_{3}} \times B_{3}$$
 الوسط الحسابى المرجح لمناسيب الأسعار = $\frac{A_{3}}{A_{3}}$

$$\frac{A_{0}}{A_{0}} \times e^{A_{0}}$$
 الوسط الحسابى المرجح لمناسيب الكميات = $\frac{A_{0}}{A_{0}}$

$$\frac{A_{\alpha}}{A_{\beta}} \times e^{-\frac{A_{\alpha}}{B_{\alpha}}}$$
 الوسط الحسابي المرجح لمناسيب القيم $= \frac{A_{\alpha}}{A_{\beta}}$ مجو

حيث و عبارة عن الوزن أو الترجيح

حل المثال السابق:

الحسب الوسط الحسابى المرجح لمناسيب الأسعار بالكميات في سنة الأساس

الحل:

الوسط الحسابي المرجح لمناسيب الأسعار بالكميات في سنة الأساس ٢٠٠٥

$$\frac{\Upsilon\xi\cdot\cdot}{10} = \frac{\circ\cdot\cdot+9\cdot\cdot+1\cdot\cdot\cdot}{\xi+7+0} =$$

/ \\\ =

كما يمكن حساب الوسط الحسابى لمناسيب الأسعار المرجح بكميات سنة المقارنة أو بالقيم في سنة الأساس أو سنة المقارنة.

كما يمكن ترجيح مناسيب الأسعار بعدد العمال أو بساعات العمل و هكذا...

ب- الوسط الهندسي المرجح للمناسيب:

الوسط الهندسي المرجح لمناسيب الأسعار

$$= \sqrt{\frac{e^{i}}{3} \times ... \times a^{i}} \times ... \times a^{i}$$

الوسط الهندسي المرجح لمناسيب الكميات

الوسط الهندسي المرجح لمناسيب القيم

و لإيجاد الجذر النونى لأياً من الأوساط الهندسية المرجحة السابقة يتم بالآلة الحاسبة وذلك برفع الجذر النونى وباستخدام اللوغاريتمات كما يلى:

الوسط الهندسي المرجح لمناسيب الأسعار:

حل المثال السابق:

احسب الوسط الهندسي لمناسيب الأسعار المرجح بكميات سنة الأساس ٢٠٠٥

الحل:

الوسط الحسابي المرجح لمناسيب الأسعار بالكميات في سنة الأساس ٢٠٠٥

$$(7, 9791 \times £ + 7, 1 \lor 7 \cdot 9 \times 7 + 7, \% \cdot 1 \cdot \% \times 9) \frac{1}{10} =$$

7,19777 =

//10V, Y71 = __a .:.

ثانياً: الأرقام القياسية التجميعية:

(١) الرقم القياسي التجميعي البسيط:

الرقم القياسى التجميعى البسيط للكميات
$$= \frac{1 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}$$
 مج ك مج ك مج ك مج

(٢) الأرقام القياسية التجميعية المرجحة:

سنقوم بالتطبيق على الأرقام القياسية التجميعية المرجحة للأسعار فقط ويستطيع الدارس التطبيق بالمثل على الكميات أو القيم.

أ - الرقم القياسي التجميعي للأسعار المرجح بكميات سنة الأساس:

مجع ك السبير Laspeyer's Index = Laspeyer's المجع ك المجع المجع المجاه ا

ب- الرقم القياسي التجميعي للأسعار المرجح بكميات سنة المقارنة:

ارقم باش Pasche Index = Pasche Index مجع. $\frac{1}{1}$

ج - الرقم القياسى التجميعى للأسعار المرجح بالوسط الحسابى لكميتى الأساس والمقارنة) أو المرجح بالوسط الهندسى:

رقمی مارشال و ادجورث Marshal – Edgeworth Index

- الرقم القياسى التجميعى للأسعار المرجح بالوسط الحسابى لكميتى $\frac{}{}$ $\frac{}{}$
- الرقم القياسى التجميعى للأسعار المرجح بالوسط الهندسى لكميتى $\frac{\sqrt{\frac{b}{b} \cdot b}}{\sqrt{\frac{b}{b} \cdot b}} \times \frac{\sqrt{\frac{b}{b} \cdot b}}{\sqrt{\frac{b}{b} \cdot b}} \times \frac{\sqrt{\frac{b}{b} \cdot b}}{\sqrt{\frac{b}{b} \cdot b}} \times \frac{\sqrt{\frac{b}{b} \cdot b}}{\sqrt{\frac{b}{b} \cdot b}}$

د – الوسط الحسابي البسيط لرقمي لاسبير و باش (رقم دوربش وبالي) (Dorpish – Pally Index):

هـ - الوسط الهندسى البسيط لرقمى لاسبير و باش (رقم فيشر الأمثل) (Irving Fisher Index – Ideal Index):

مثال:

فيما يلى أسعار وكميات مجموعة من السلع في سنتي ٢٠١١، ٢٠١١

| 7.17 | | ۲. | 7.11 | | |
|-------|-------|-------|-------|-------|--|
| كميات | أسعار | كميات | أسعار | الغلة | |
| ١٢ | ٧٥ | ١. | ٥, | قطن | |
| ٩ | ٥, | ٨ | ٣. | قمح | |
| ٧ | ١٦ | ٥ | ١. | ذرة | |

المطلوب:

حساب الرقم القياسى التجميعى البسيط للأسعار والأرقام التجميعية المرجحة للأسعار.

الحل:

| ع رك ر | | | | | | | | |
|--------|-----|-----|-------|----|----|----|-----|---------|
| 9 | Y0. | · | ٥., | ١٢ | ٧٥ | ١. | 0 * | قطن |
| ٤٥٠ | ٤٠٠ | ۲٧. | 7 2 . | ٩ | ٥, | ٨ | ٣. | قمح |
| 117 | ۸. | ٧. | ٥٠ | ٧ | ١٦ | 0 | ١. | ذرة |
| | | | | | | | | المجموع |

| ع, ٧ك.ك, | ع. ٧ ك.ك. | ع,(ك.+ك.) | ع.(ك.+ك.) | الغلة |
|----------|---------------|-----------|-----------|---------|
| ۲,۱۲۸ | ٥٤٧,٧ | 170. | 11 | قطن |
| ٤٢٤,٣ | 70 £,7 | ٨٥٠ | 01. | قمح |
| 9 £, ٧ | ٥٩,٢ | 197 | 17. | ذرة |
| 188.7 | ۸٦١,٥ | 7797 | 174. | المجموع |

$$1/107,7V = 1... \times \frac{151}{9}$$

٢- الرقم القياسى التجميعى للأسعار المرجح بكميات سنة الأساس
 (رقم لاسپير):

$$\frac{\sqrt{100}}{\sqrt{100}} = \frac{\sqrt{100}}{\sqrt{100}} = \frac{\sqrt{$$

۳- الرقم القياسى التجميعى للأسعار المرجح بكميات سنة المقارنة (رقم پاش):

$$\begin{array}{c} -3, & \stackrel{\wedge}{\longrightarrow} \\ -1, & \stackrel{\wedge}{\longrightarrow} \\ -1, & \stackrel{\wedge}{\longrightarrow} \\ -1, & \stackrel{\wedge}{\longrightarrow} \\ \end{array}$$

$$\%100,0\% = 1.. \times \frac{1517}{95.} =$$

٤- الرقم التجميعي للأسعار المرجح بمجموع كميتي الأساس والمقارنة
 (الوسط الحسابي البسيط - رقم مارشال و إدجورث)

$$= \frac{A_{+} + B_{+}}{A_{+}} \times ... \times \frac{A_{+} + B_{+}}{A_{+}} \times ... \times A_{+}$$

$$= \frac{A_{+} + B_{+}}{A_{+} + B_{+}} \times ... \times A_{+}$$

$$\%100,7. = 1.. \times \frac{1797}{177.} =$$

الرقم القياسى التجميعى للأسعار المرجح بالوسط الهندسى البسيط
 لكميتى الأساس و المقارنة (رقم مارشال و إدجورث)

$$\frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{1$$

٦- الوسط الحسابي لرقمي لاسبير و ياش (رقم دوريش ويالي)

$$1.00,77 = \frac{100.07 + 100.7}{7} =$$

۷- الوسط الهندسي البسيط لرقمي لاسپير و پاش (الرقم القياسي الأمثل افيشر)

ثالثاً: الأرقام القياسية للسلسلة الزمنية:

إذا كان لدينا سلسلة زمنية لإحدى الظواهر الاقتصادية والمطلوب تحليل هذه السلسلة باستخدام الأرقام القياسية ، لذلك سنقوم أولاً بتحديد سنة الأساس المناسبة وفي هذا الصدد نكون بصدد نوعين من الأساس:

(١) الأساس الثابت:

بمقتضاه نختار سنة واحدة طبيعية خالية من أى ظروف اجتماعية أو سياسية أو اقتصادية أو غير عادية مثل (الحروب والثورات والزلازل والأوبئة ...) وتعتبر سنة الأساس ثابتة لجميع سنوات السلسلة وليس

شرطاً أن تكون هذه السنة هي أقدم سنوات السلسلة ، ومن ثم نقوم بحساب مناسيب مستقلة لقيمة الظاهرة في أي سنة منسوبة لسنة الأساس المحددة مقدماً.

(٢) الأساس المتحرك:

بمقتضاه ننسب كل سنة إلى سابقتها كأساس متحرك وذلك لبيان النطور من سنة لأخرى أى أن الأساس يتغير باستمرار وليس هناك شروط لطبيعة هذا الأساس ، وتفيد هذه الطريقة فى الدراسة المقارنة بين السنوات الحديثة لذلك هى تعالج مشكلة القدم فى البيانات ، ويطلق على هذه الطريقة اسم مناسيب السلسلة.

مثال:

السلسلة الزمنية التالية تبين أسعار إحدى السلع على مدار السنوات من ٢٠٠٥ إلى ٢٠٠٩

| ۲٠٠٩ | ۲۸ | ۲٧ | 77 | ۲۰۰۰ | السنوات |
|------|-----|-----|-----|------|---------|
| ٣٢. | 70. | ۱٩. | 10. | ١٢. | الأسعار |

المطلوب: حساب مناسيب الأسعار للسلسلة الزمنية السابقة على أساسين:

١- معتبراً سنة ٢٠٠٥ أساس ثابت لجميع السنوات

٢- الأساس المتحرك

الحل:

١- مناسيب الأسعار باعتبار سنة ٢٠٠٥ أساس ثابت لجميع السنوات:

$$\frac{1}{1} \frac{1}{1} \frac{1}{1} = \frac{1}{1} \frac{1}{1} \frac{1}{1} = \frac{1}{1} \frac{1}{1} \frac{1}{1} \frac{1}{1} = \frac{1}{1} \frac{1}{1$$

ملاحظة: الرقم القياسي في سنة الأساس يساوي دائماً ١٠٠٪

ونقارن باقى الأرقام القياسية بنسبة ١٠٠٪ لتحديد الزيادة أو النقص أو الثبات.

٢- الأساس المتحرك

$$\%170 = 1... \times \frac{10.}{17.} = 7...0/7...7$$

$$1/77,77 = 1... \times \frac{19.}{10.} = 7...7/7...7$$

$$1/71,0\Lambda = 1... \times \frac{70.}{19.} = 7... \times 1.0$$

اختبارات الأرقام القياسية:

(١) اختبار الانعكاس في الزمن (العكس الزمني)

فى هذا الاختبار نستبدل سنة الأساس بسنة المقارنة أى نستبدل دليل المعاملات (٠) مع (١)

ومن خصائص الرقم القياسى الجديد هو الرقم الذى يتوافر فيه الشرط التالى:

الرقم القياسي × البديل الزمني للرقم القياسي = ١

ونجد أن هذا الاختبار ينطبق على الرقمين التاليين فقط:

مجے
$$\frac{1}{1}$$
 الرقم التجمیعی البسیط للأسعار $=$ $\frac{1}{1}$ $\frac{1}{1}$ الرقم التجمیعی البسیط للأسعار $=$ $\frac{1}{1}$

البديل الزمنى للرقم التجميعى البسيط للأسعار
$$=$$
 $\frac{-3}{1.00}$

$$\frac{x-3}{x} = \frac{x-3}{x}$$
.: الرقم القياسى × بديله الزمنى = $\frac{x-3}{x}$ × $\frac{x-3}{x}$.

.. الرقم القياسي × بديله الزمني

(٢) اختبار الانعكاس في المعامل (العكس المعاملي)

فى هذا الاختبار نستبدل الأسعار مع الكميات ، أى نستبدل المعاملات (ع) مع (ك)

ومن خصائص الرقم القياسى الجيد هو الرقم الذى يتوافر فيه الشرط التالى:

الرقم القياسى × البديل المعاملي للرقم القياسي = الرقم القياسي للقيمة وينطبق هذا الاختبار على رقم فيشر فقط حيث:

الرقم القياسى لفيشر =
$$\sqrt{\frac{مجع, ك. مجع, ك. مجع, ك. }{ مجع, ك. }}$$
 × ٠٠٠ × $\frac{1}{\sqrt{2}}$ × ٠٠٠ × $\frac{1}{\sqrt{2}}$

البديل المعاملي للرقم القياسي لفيشر =
$$\sqrt{\frac{مج_{0} - 2}{\sqrt{\frac{3}{\sqrt{3}}}}} \times \frac{\sqrt{3}}{\sqrt{\frac{3}{\sqrt{3}}}} \times \frac{\sqrt{3}}{\sqrt{3}}$$

.. الرقم القياسي × بديله المعاملي

$$= \frac{\sqrt{\frac{\alpha - 3}{2}} + \frac{2}{\sqrt{\frac{\alpha - 3}{2}}} \times \frac{\alpha - 2}{\sqrt{\frac{\alpha - 2}{2}}} \times \frac{$$

لذلك اعتبر الرقم القياسى لفيشر هو الرقم الأمثل من بين الأرقام القياسية الأخرى لانطباق اختبارى الإنعكاس فى الزمن والإنعكاس فى المعامل على هذا الرقم.

بعض الأرقام القياسية الهامة:

تحرص الدول المختلفة على حساب وتسجيل بعض الأرقام القياسية الهامة وينوط بهذا الدور في جمهورية مصر العربية الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء ، واستخدام هذه الأرقام في دراسة بعض الظواهر الاقتصادية والاجتماعية العامة والتي تفيد الدولة والمؤسسات الاقتصادية المختلفة في التخطيط والتحليل والمتابعة ومن أهم هذه الأرقام الرقم القياسي لنفقة المعيشة والرقم القياسي للأجور والرقم القياسي للقوة الشرائية للنقود والرقم القياسي لأسعار التجزئة والرقم القياسي لأسعار الجملة والرقم القياسي للإنتاج الصناعي.

(١) الرقم القياسي لنفقة المعيشة: Cost of Living Index

ويطلق عليه أحياناً الرقم القياسي لأسعار المستهلكين ويتكون هذا الرقم من مجموعة من السلع والخدمات التي يحتاجها الأفراد للمعيشة خلال فترة معينة ويتم إعداد رقم للحضر وآخر للريف أو عدة أرقام تفصيلية على مستوى المناطق أو المحافظات المختلفة للدولة وتتغير تركيبة هذا الرقم كل فترة من الزمن ويحدد الرقم النمط الإستهلاكي للأسر المختلفة على شكل نسب مئوية أو أوزان لكل بند من بنود نفقة المعيشة مع عمل رقم قياسي تجميعي مرجح داخل كل بند لأسعار مجموعة السلع والخدمات التي يتكون منها ذلك البند وتكون هذه البنود سلة السلع والخدمات الاستهلاكية.

ويقيس الرقم القياسى لنفقة المعيشة التغير الذى يطرأ على نفقة معيشة الأفراد نتيجة التغير في مستويات الأسعار ، ويستخدم هذا الرقم في تحريك الأجور داخل كثير من الدول لتتلاءم مع التغير في تكلفة المعيشة كما يستفاد منه في قياس مرونة الطلب على السلع الاستهلاكية المختلفة.

(٢) الرقم القياسي للأجور: Wages Index

يتكون من الأجور النقدية والعينية للقطاعات والأنشطة المختلفة المنتظمة داخل الدولة وفقاً لأعداد العاملين وساعات العمل في كل قطاع أو نشاط، والرقم القياسي الناتج يحسب لكل قطاع وعلى مستوى الدولة ويطلق عليه الرقم القياسي للأجر النقدى وهو يختلف تماماً من الرقم القياسي للأجر الحقيقي والذي يقيس التغير الحقيقي في مستويات المعيشة ويحسب كما يلي:

الرقم القياسي للأجور الحقيقية = الرقم القياسي للأجور النقدية × ١٠٠٠ الرقم القياسي لنفقة المعيشة

مثال:

| نفقة المعيشة بالألف | الأجور بالألف | البند |
|---------------------|---------------|-------|
| 187. | 7 2 | 7 |
| 775. | ٣٩٠. | 7.1. |

المطلوب: قياس التغير في الأجر الحقيقي

الحل:

الرقم القياسى للأجور النقدية =
$$\frac{79..}{75..} \times 1.0 = 1..$$
 \\
الرقم القياسى لنفقة المعيشة = $\frac{775}{177} \times 1..$ \\
الرقم القياسى لنفقة المعيشة \\
الرقم القياسى للأجور النقدية \\
الرقم القياسى لنفقة المعيشة \\
الرقم القياسى لنفقة المعيشة \\
الرقم القياسى المؤم القياسى المؤم القياسى المؤم القياسى المؤم القياسى المؤم القياسى المؤم المعيشة \\
الرقم القياسى المؤم القياسى المؤم القياسى المؤم القياسى المؤم المعيشة \\
الرقم القياسى المؤم القياسى المؤم القياسى المؤم القياسى المؤم المعيشة \\

ويقارن الرقم القياسى للأجر الحقيقى بنسبة ١٠٠ ٪ ، إذا كان أقل يكون هناك نقص فى مستوى المعيشة وإذا زاد عن ١٠٠٪ يكون هناك زيادة فى الدخل الحقيقى وبالتالى زيادة فى مستوى المعيشة.

وفى هذا المثال يعتبر مستوى المعيشة انخفض بنسبة ١٨,٧٥٪

(٣) الرقم القياسى للقوة الشرائية للنقود:

Purchasing Power of Money Index

هو مؤشر للقوة الشرائية الحقيقية للنقود وبديهى أنه يتأثر بالرقم القياسى للأسعار فكلما ارتفعت الأسعار مع ثبات الأجور كلما انخفضت القوة الشرائية للنقود والعكس صحيح ويتحدد الرقم القياسى للقوة الشرائية للنقود بمقلوب الرقم القياسى للأسعار.

فعلى سبيل المثال إذا كان الرقم القياسى للأسعار ٢٠٠ ٪ وبفرض ثبات الأجور فإن:

الرقم القياسى للقوة الشرائية للنقود =
$$\frac{1}{x}$$
 × ۰۰۰ = ۰۰٪

أي أن القوة الشرائية للنقود انخفضت ٥٠٪

(٤) الرقم القياسي الأسعار الجملة:

Whole Sale Price Index

يقيس التغيرات التى تحدث فى أسعار السلع المتداولة فى سوق الجملة وذلك بعد تقسيمها لمجموعات متجانسة ويتم استخدام الوسط الحسابى المرجح أو الوسط الهندسى المرجح لمناسيب أسعار مجموعة السلع ويتم الترجيح عادة بأسعار عدد معين من السلع لكل مجموعة.

(٥) الرقم القياسي للإنتاج الصناعي:

Industrial Production Index

يقيس التغيرات التى تطرأ على أسعار الانتاج الصناعى لكل نوع من المنتجات الصناعية على حدة وللنشاط الصناعى ككل كما يحسب رقم قياسى لحجم أو كمية الانتاج لكل نوع على حدة وأفضل طريقة هى الوسط الحسابى المرجح أو الوسط الهندسى المرجح للمناسيب ويتم الترجيح بعدد العمال أو حجم الأموال المستثمرة في كل صناعة.

وبالمثل يمكن إعداد أرقام قياسية للإنتاج الزراعى والبترول والتعدين وهذه الأرقام مؤشرات لدرجة النمو الاقتصادى للدولة.

تمارين على الباب الخامس

(١) فيما يلى بيان بأسعار سلعة معينة خلال الأعوام من ٢٠٠٦: ٢٠١٣

| 7.17 | 7.17 | 7.11 | 7.1. | ۲٠٠٩ | ۲۸ | ۲٧ | 7 | العام |
|------|------|------|------|------|----|------|------|-------|
| ٧٢,٩ | ٥٣,٦ | ٤٠,٢ | ٣٥ | ۲۹,۳ | ۲٦ | 77,0 | ۲٠,٤ | السعر |

المطلوب:

- حساب الأرقام القياسية لمناسيب الأسعار معتبراً عام ٢٠٠٦ أساس ثابت

- حساب الأرقام القياسية لمناسيب الأسعار على الأساس المتحرك

(۲) فيما يلى بيان بأسعار وكميات مجموعة من السلع الزراعية خلال عامى ۲۰۱۰، ۲۰۰۰

| بات | الكمب | عار | السلعة | |
|------|-------|------|--------|---------|
| 7.1. | 70 | 7.1. | 70 | السلعة |
| 175 | 170 | ٨٣ | 70 | قطن |
| 170 | ١١. | ٤٥ | 7.7 | قمح |
| 19. | 17. | ٥٣ | 40 | ذرة |
| ٧٥ | ٥٥ | ١٨ | ١٢ | قصب سکر |
| ٤٠ | 70 | 1 1 | ٩ | شعير |

المطلوب:

أ – حساب مناسيب الأسعار والوسط الحسابي البسيط والوسط الهندسي البسيط لمناسيب الأسعار ثم الوسط الحسابي المرجح والوسط الهندسي المرجح للأسعار بكميات سنة الأساس

- ب- الرقم التجميعي البسيط للأسعار
- ج الرقم التجميعى البسيط للأسعار المرجح بكميات الأساس والمرجح بكميات المقارنة
 - د الرقم القياسي الأمثل لفيشر
- ه الرقم التجميعي للأسعار المرجح بالوسط الحسابي لكميتي الأساس والمقارنة والرقم المرجح بالوسط الهندسي لكميتي الأساس والمقارنة
- (٣) فيما يلى بيان بمتوسط الأجر الشهرى وعدد العاملين لمجموعة من الشركات خلال عامى ٢٠٠٦، ٢٠٠٩

| ۲. | • 9 | ۲. | ic ::11 | |
|--------------|-------|--------------|---------|--------|
| عدد العاملين | الأجر | عدد العاملين | الأجر | الشركة |
| ١٨ | ۲۱. | 10 | 10. | Í |
| ١٢ | ٤٥. | ٨ | ٣., | ب |
| 70 | ۲۸. | 70 | ۲١. | ÷ |
| 10 | 70. | 17 | ١٨٠ | ٦ |
| ١. | 00. | ٧ | ٤٠٠ | ۵ |

المطلوب:

- أ حساب مناسيب الأجر ومناسيب عدد العمال ثم الوسط الحسابي المرجح لمناسيب الأجور بعدد عمال سنة الأساس
 - ب- حساب الرقم القياسي الأمثل للأجور (رقم فيشر)
 - ج -حساب الوسط الحسابي لرقمي لاسبير و باش

- د إذا كان الرقم القياسي لنفقة المعيشة لسنة ٢٠٠٩ بالنسبة لسنة ٢٠٠٦ يبلغ ١٤٠٪ احسب الرقم القياسي للأجر الحقيقي باستخدام الرقم القياسي الأمثل لفيشر
- (٤) فيما يلى سلسلة زمنية للأرقام القياسية للمواد الخام لإحدى الصناعات خلال السنوات من ٢٠٠٤: ٢٠١٠

| ۲۰۱۰ | 79 | ۲۰۰۸ | 77 | ۲۰۰٦ | ۲۰۰۰ | ۲٠٠٤ | السنو ات |
|------|-----|------|-----|------|------|------|-------------------------------|
| 710 | 198 | 140 | 107 | 100 | ١٢. | ١ | الأرقام القياسية للمواد الخام |

المطلوب:

- انقل الأساس الثابت من عام ٢٠٠٤ إلى عام ٢٠٠٦
- احسب الأرقام القياسية على الأساس المتحرك ثم احسب الوسط الحسابي البسيط لمناسيب السلسلة
- (a) فيما يلى بيان بأنواع الحاسبات والكميات المباعة منها في عامى ٢٠٠٤

| ۵ | 7 | ÷ | ب | ٲ | أنواع الحاسبات |
|-----|-----|------|-----|------|----------------------|
| 140 | ۲., | ٦. | ДО | 11. | الكميات المباعة ٢٠٠٤ |
| ٤٥, | ٣., | ١١. | 10. | 140 | الكميات المباعة ٢٠١٤ |
| 71 | ٥ | ٤٦٠٠ | 70 | ٣٠٠٠ | سعر الحاسب |

المطلوب:

- أ حساب الرقم القياسي التجميعي المرجح للكميات المباعة بالأسعار
 - ب- حساب الوسط الحسابي المرجح لمناسيب الكميات المباعة
 - ج حساب الوسط الهندسي المرجح لمناسيب الكميات المباعة

(٦) فيما يلى الأرقام القياسية لنفقة المعيشة والأجور باعتبار سنة ٢٠٠٠ أساس ثابت

| 7.1. | 79 | ۲٠٠٨ | 7 | ۲٠٠٦ | 70 | السنة |
|------|-----|------|-----|-------|-----|-----------------------------|
| ٤٥, | ٣٨. | ٣١. | ۲۸. | 770 | ۲۱. | الرقم القياسي لنفقة المعيشة |
| ٣٢. | 70. | ۲., | 140 | 1 2 . | ١٢. | الرقم القياسى للأجور |

المطلوب:

المقارنة بين مستويات المعيشة خلال السنوات السابقة

(۷) فيما يلى بيان بأسعار وكميات مجموعة من المعادن خلال عامى ۲۰۱۰، ۲۰۰۵

| یات | الكمب | عار | الأسعار | | |
|------|-------|------|---------|---------|--|
| 7.1. | 70 | 7.1. | 70 | المعادن | |
| 110 | ٨٥ | ١., | ٨٠ | حديد | |
| 70 | ٥, | ٧٥ | 70 | نحاس | |
| ١٢ | ١. | 78 | 10 | رصاص | |
| ٨ | ٥ | ۲٧. | ١٨٠ | قصدير | |
| ۲۱. | 10. | ١٣ | ٨ | صفيح | |

المطلوب:

أ - الأرقام القياسية التجميعية البسيطة للأسعار وللكميات معاً

ب- الرقم القياسى الأمثل للأسعار واستخدامه فى حساب الرقم القياسى للقوة الشرائية للنقود

الباب السادس التوزيعات الاحتمالية Probability Distributions

الفصل الأول: القيمة المتوقعة والتباين للتوزيعات الاحتمالية

الفصل الثانى: التوزيعات الاحتمالية المنفصلة:

توزيع ذو الحدين - توزيع بواسون

الفصل الثالث: التوزيعات الاحتمالية المتصلة:

التوزيع الطبيعي

الأهداف السلوكية:

بعد دراسة مواضيع هذا الباب يجب أن يكون الدارس قادراً على:

- 1 كيفية العرض البياني لدالة كثافة الاحتمال ودالة الاحتمالات التجميعية باختلاف نوع المتغير سواء كانت المتغيرات منفصلة أو متصلة.
 - ٢- كيفية حساب القيمة المتوقعة والتباين.
- ٣- التعرف على أكثر التوزيعات الاحتمالية المنفصلة شيوعاً: توزيع
 ذو الحدين وتوزيع بواسون وكيفية حسابهما.
- ٤- التعرف على التوزيعات الاحتمالية المتصلة: التوزيع الطبيعي
 والتوزيع الطبيعي المعياري.
- حيفية استخدام التوزيع الطبيعي كتقريب لتوزيع ذو الحدين
 وكتقريب لتوزيع بواسون.

العناصر:

[1] الفصل الأول: القيمة المتوقعة والتباين للتوزيعات الاحتمالية:

١ – بعض التعريفات الهامة:

١/١ الدالة الاحتمالية.

٢/١ المتغير العشوائي.

٣/١ دالة كثافة الاحتمال.

١/٤ دالة الاحتمالات التجميعية.

- ٢- العرض البياني لدالة كثافة الاحتمال ودالة الاحتمالات التجميعية
 - ١/٢ المتغيرات المنفصلة.
 - ٢/٢ المتغيرات المتصلة أو المستمرة.
 - ٣- القيمة المتوقعة والتباين للمتغيرات العشوائية.
 - 1/٣ القيمة المتوقعة.
 - ٣/٢ التباين.
 - [٢] الفصل الثاني: التوزيعات الاحتمالية المنفصلة:
 - توزيع ذو الحدين توزيع بواسون.
 - ١- توزيع ذو الحدين.
 - ۲- توزيع بواسون.
 - [٣] الفصل الثالث: التوزيعات الاحتمالية المتصلة:
 - ١- التوزيع الطبيعي.
 - ٢- التوزيع المعيارى.
 - ٣- استخدام التوزيع الطبيعي كتقريب لتوزيع ذو الحدين.
 - ٤- استخدام التوزيع الطبيعي كتقريب لتوزيع بواسون.
 - [٤] الخلاصة.
 - [٥] تمارين على الباب السادس.

الفصل الأول

القيمة المتوقعة والتباين للمتغيرات العشوائية Expected value and variance for prob. distributions

هناك بعض التعريفات الهامة التي يجب الإلمام بها قبل تناول التوزيعات الاحتمالية من أهمها:

الدالة الاحتمالية Probability Function

الدالة بصفة عامة عبارة عن علاقة رياضية تربط بين متغيرين أحدهما مستقل (س) والآخر تابع له (ص)، حيث توجد لكل قيمة من قيم المتغير المستقل (س) قيمة (أو قيم) محددة للمتغير التابع (ص)، ونشير إلى هذه العلاقة بأن ص دالة في س أى ص = c(m). وهذا يعنى أن التغير في ص يكون مرتبطاً ومتوقفاً على التغير الذي يحدث في س.

والدالة الاحتمالية هي علاقة رياضية تربط بين قيم المتغير العشوائي (متغير مستقل) واحتمالات حدوث هذه القيم (متغير تابع) ولذلك لابد من تتاول مفهوم المتغير العشوائي.

المتغير العشوائي: Random Variable

عند إجراء تجربة ما بصورة متكررة وتحت نفس الظروف فإننا نحصل على نتائج مختلفة، مثل هذه المحاولات تسمى التجربة العشوائية، ويلاحظ أن النتائج التى نحصل عليها تعتمد فقط على الصدفة أو العشوائية Randomness وقد تكون في صورة عددية أو وصفية. ومن

ثم فإن المتغير العشوائي هو المتغير الذي يأخذ قيماً عددية حقيقية أو وصفية متغيرة في المحاولات المختلفة لتجربة عشوائية خاضعة للصدفة.

وقد سبق أن أشرنا إلى أن المتغيرات تنقسم إلى متغيرات منقطعة أو منفصلة Discrete Variables ومتغيرات متصلة أو مستمرة .Continuous Variables

دالة كثافة الاحتمال Probability Denisty function

وهى الدالة أو العلاقة التى تربط بين القيم المختلفة للمتغير العشوائى (س) واحتمالات تحقق هذه القيم ح(س)، وهذه العلاقة يمكن أن تكون فى صورة جدول أو فى صورة دالة رياضية.

مثال (۱): إذا تصورنا تجربة عشوائية تتمثل في إلقاء زهرتي نرد على سطح أملس ورصد مجموع القراءتين على وجهى الزهرتين، فإننا سنحصل على المجاميع التالية: ٢ أو ٣ أو ٤ أو ٥ أو ٦ أو ٧ أو ٨ أو ٩ أو ١٥ أو ١٠ أو ١١ أو ١١، وهذه القيم تمثل قيم المتغير العشوائي (س)، وكل قيمة لها عدد من حالات التكرار أو فرص الحدوث ومن خلال هذه القيم وبمعرفة المجموع الكلى لحالات التكرار = $7 \times 7 = 7$ حالة، نحصل على الاحتمالات لكل قيمة من قيم المتغير العشوائي ح(س) وهو ما يكون دالة كثافة الاحتمال:

| الاحتمالات التجميعية | () — (11 | التک ا | قيمة المتغير العشوائى | | | |
|----------------------|-------------------------|---------|-----------------------|--|--|--|
| مجـ ح(س) | الاختمال حرس) | اللكرار | عیم- المتعیر العسوانی | | | |
| | | ١ | 7 | | | |
| ٣٦ | ٣٦ | ' | , | | | |
| | | ۲ | ٣ | | | |
| ٣٦ | ٣٦ | , | , | | | |
| _ ~ | | ٣ | ٤ | | | |
| ٣٦ | ٣٦ | , | ζ | | | |
| ١٠ | ٤ | ٤ | ٥ | | | |
| ٣٦ | ٣٦ | J | 5 | | | |
| 10 | 0 | ٥ | ٦ | | | |
| ٣٦ | ٣٦ | • | , | | | |
| <u> </u> | 7 | ۲ | ٧ | | | |
| ٣٦ | ٣٦ | • | ν | | | |
| <u> </u> | 0 | ٥ | ٨ | | | |
| ٣٦ | ٣٦ | ì | ^ | | | |
| _ ٣٠_ | <u> </u> | ٤ | ٩ | | | |
| ٣٦ | ٣٦ | J | , | | | |
| | | ٣ | ١. | | | |
| ٣٦ | ٣٦ | , | , , | | | |
| <u> </u> | | ۲ | 11 | | | |
| ٣٦ | ٣٦ | ' | 1 1 | | | |
| 1 = "77 | | 1 | ١٢ | | | |
| ٣٦ | ٣٦ | , | 1 1 | | | |
| | 1 = \frac{\pi_1}{\pi_1} | ٣٦ | المجموع | | | |

ونستنتج مما سبق أن ح(س) \geq صفر وأن مجے ح(س) = 1 وهما شرطان أساسيان لأية دالة كثافة احتمال لأى متغير متصل أو منفصل.

دالة الاحتمالات التجميعية

Cumulative probabilities function

وهى دالة تراكمية أو تجميعية لدالة كثافة الاحتمال، مثل تكوين الجدول المتجمع. فإذا كانت (س) متغير عشوائى تأخذ القيمة س، س، س، س، س، س، والاحتمالات المناظرة لها ح(س،)، ح(س،)، ح(س،)، ح(س،) خرس،) فإن احتمال أن تكون (س) أقل من أو تشاوي قيمة معينة ولتكن س = ح(س) ، كما يتضح من العمود الأخير بالجدول السابق.

العرض البياني لدالة كثافة الاحتمال ودالة الاحتمالات التجميعية:

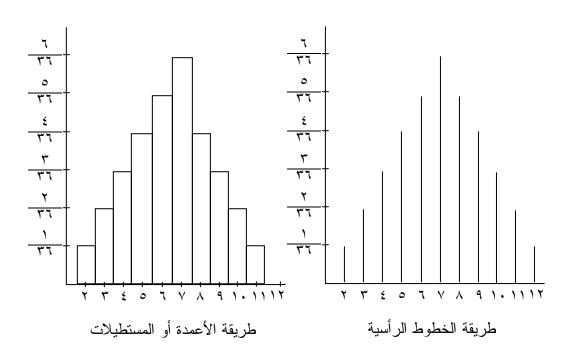
يختلف عرض كل من دالة كثافة الاحتمال ودالة الاحتمالات التجميعية باختلاف نوع المتغير:

١ – المتغيرات المنفصلة:

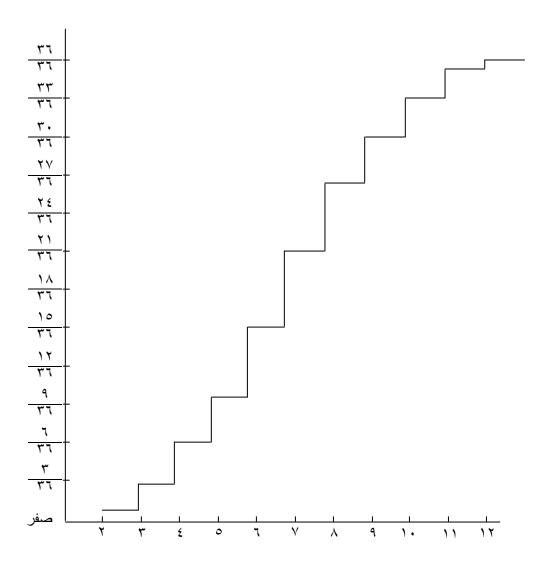
يتم عرض دالة كثافة الاحتمال للمتغيرات المنفصلة في شكل خطوط رأسية أو أعمدة متلاصقة حيث تمثل قيم المتغير (س) على المحور الأفقى والاحتمالات المناظرة لها ح(س) على المحور الرأسي بحيث يكون مجموع أطوال هذه الخطوط أو ارتفاعات هذه الأعمدة = 1.

مع ملاحظة أنه في حالة التمثيل بالأعمدة (أو المستطيلات) فإن قيم (س) تعبر عن مراكز هذه الأعمدة كما يتضح من الشكلين التاليين:

دالة كثافة الاحتمال للمتغيرات المنفصلة

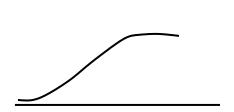


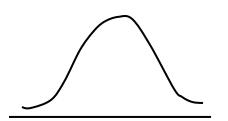
أما دالة الاحتمالات التجميعية للمتغيرات المنفصلة فيتم تمثيلها في الصورة التالية والتي تشبه درجات السلم.



٢ - المتغيرات المتصلة أو المستمرة:

يتم تمثيل دالة كثافة الاحتمال لهذه المتغيرات في صورة منحنى، لأن أى قيمتين صحيحتين للمتغير المستمر يقع بينهما العديد من القيم التي لو تم تمثيلها بنقط لجاءت في صورة نقط متلاصقة أى في شكل خط منحنى، وبالمثل فإن دالة الاحتمالات التجميعية لتلك المتغيرات يتم تمثيلها في شكل منحنى متجمع صاعد كما يتضح من الشكلين التاليين:





دالة كثافة الاحتمال للمتغير ات المتصلة دالة الاحتمالات التجميعية للمتغير ات

دالة كثافة الاحتمال للمتغيرات المتصلة المتصلة

<u>القيمة المتوقعة والتباين للمتغيرات العشوائية</u>

Expected value and variance

عند دراسة أى مجتمع لابد من الوصول إلى بعض الخصائص الإحصائية لهذا المجتمع وخاصة القيمة المتوقعة وهى تحديد القيمة المركزية لهذا المجتمع (الوسط الحسابي)، وكذلك التباين وهو مقياس لتشتت مفردات المجتمع.

القيمة المتوقعة Expected value:

من المعتاد أن نشير إلى الوسط الحسابى للمتغير العشوائى (μ) بالقيمة المتوقعة $[\Gamma(m)]$ وهى عبارة عن مجموع قيم المتغير العشوائى (m) مرجحة (مضروبة فى) بالاحتمالات المناظرة لها ح(m) أى أن: μ أو $\Gamma(m) = -\infty$ m . $\sigma(m) = -\infty$. $\sigma(m)$

:Variance التبابن

تباين المتغير العشوائى (س) عبارة عن مجموع مربعات انحرافات قيم هذا المتغير عن قيمته المتوقعة (μ) مرجحاً بالاحتمالات المناظرة لكل انحراف فإذا كان (س) متغير عشوائى متقطع فإن التباين يصبح فى الصورة التالية:

$$\delta^{7} = \alpha = (\omega - \mu)^{7} \cdot \sigma(\omega)$$

$$\delta^{7} = \alpha = (\omega - \mu)^{7} \cdot \sigma(\omega)$$

$$\delta^{7} = \alpha = \omega^{7} \cdot \sigma(\omega) - \gamma(\alpha = \omega \cdot \sigma(\omega))^{7} + (\alpha = \omega \cdot \sigma(\omega))^{7}$$

$$\delta^{7} = \alpha = \omega^{7} \cdot \sigma(\omega) - (\alpha = \omega \cdot \sigma(\omega))^{7}$$

$$\delta^{7} = \omega^{7} \cdot \sigma(\omega)^{7} - [\Box(\omega)]^{7}$$

أما إذا كان (س) متغير عشوائي متصل فإن التباين يكون في صورة:

دس . [(س –
$$\mu$$
) . دس آ $= \delta$

مثال (٢): من بيانات المثال السابق احسب القيمة المتوقعة والتباين لمجموع النقط التي تظهر على السطح العلوى للزهرتين:

| العلوى للرهريين. | للمهر على السماح | · ــــــــــــــــــــــــــــــــــــ | سجسوع |
|------------------|--|--|---------|
| س۲ . ح(س) | س.ح(س) | ح(س) | س س |
| £ | - | - 1 | ۲ |
| <u> </u> | - - | <u> </u> | ٣ |
| <u> </u> | <u> </u> | - 47 | ٤ |
| <u> </u> | 7. | <u>٤</u> ٣٦ | o |
| <u> </u> | 7. 7. 7. 7. 7. 7. 7. 2.7 | ٥ ٣٦ | ٦ |
| <u> </u> | <u> </u> | 0 7 7 | ٧ |
| <u> </u> | ¥ · | | ٨ |
| <u> </u> | <u>٤٠</u> ٣٦ ٣٦ | <u>٤</u> ٣٦ | ٩ |
| <u> </u> | "" | ٣ | ١. |
| <u> </u> | - ۲۲ | ۲ | 11 |
| TT | # · · · · · · · · · · · · · · · · · · · | <u> </u> | ١٢ |
| 1975 | <u> </u> | ١ | المجموع |

القيمة المتوقعة
$$\mu$$
 أو ت (m) = مجس m . ح m = $\frac{707}{77}$ = γ نقط التباين δ = مجس m . ح m - [مجس m . ح (m)] δ = مجس m . ح m - [مجس m . ح m - m . σ : σ :

مثال (٣): البيانات التالية تمثل المبيعات اليومية بالجنية من إحدى السلع لأحد محلات التجزئة خلال شهر نوفمبر من العام الماضى:

١- إعداد التوزيع الاحتمالي للبيانات السابقة.

٢- حساب القيمة المتوقعة والتباين للمبيعات اليومية من هذه السلعة.

الحـــل

| س۲. ح(س) | س.ح(س) | ح(س) | أى | التفريغ | m |
|----------|--------|-------|----|---------|---------|
| 177,0 | ٣,٣٥ | ٠,٠٦٧ | ۲ | // | • |
| ٤٣٤,٣٦٧ | ٨,٥١٧ | ٠,١٦٧ | 0 | Ш | 01 |
| ۱۸۱,۱٦۸ | ٣,٤٨٤ | ٠,٠٦٧ | ۲ | // | 70 |
| ٤٦٩,١٠٣ | ٨,٨٥١ | ٠,١٦٧ | 0 | //// | ٥٣ |
| 791,7 | 0, ٤ | ٠,١ | ٣ | 7// | ٥٤ |
| ٣٠٢,٥ | 0,0 | ٠,١ | ٣ | /// | 00 |
| ٣١٣,٦ | ٥,٦ | ٠,١ | ٣ | /// | 7 |
| 1.7,717 | ١,٨٨١ | ٠,٠٣٣ | • | / | ٥٧ |
| ٤٤٧,٤١٢ | ٧,٧١٤ | ٠,١٣٣ | ٤ | //// | 0人 |
| ١١٤,٨٧٣ | 1,957 | ٠,٠٣٣ | ١ | / | 09 |
| ۱۱۸,۸ | ١,٩٨٠ | ٠,٠٣٣ | ١ | / | , , |
| ۲۹٤٨,١٤ | 05,775 | ١ | ٣. | | المجموع |

القيمة المتوقعة μ = مجــ س. ح س = ۲۲۲ جنیه

النباین
$$\delta^{\prime} = \frac{1}{4}$$
 مجہ س' ح (س) – [مجہ س. ح (س)] δ^{\prime} النباین $\delta^{\prime} = \frac{1}{4}$ النباین $\delta^{\prime} = \frac{1}{4}$

الفصل الثاني

التوزيعات الاحتمالية المنفصلة Discrete Probability Distributions توزيع ذو الحدين – توزيع بواسون Binomial dis. & Poisson dis.

تتعدد التوزيعات الاحتمالية المنفصلة بتعدد الدوال الاحتمالية التى تأخذها المتغيرات المنفصلة إلا أن أكثرها شيوعاً توزيع ذو الحدين وتوزيع بواسون.

توزيع ذو الحدين Binomial distribution

هناك الكثير من الظواهر التي يتم قياسها أو تصنيفها وصفياً وليس كمياً، فعند فحص إنتاج أحد المصانع فإن نتيجة الفحص لأى وحدة منتجة تكون إما سليمة أو معيبة، وعند إلقاء قطعة النقود على سطح أملس فإن السطح العلوى لها يكون إما صورة أو كتابة، وكذلك عند تقسيم بعض الطلاب حسب نتيجة الامتحان في مادة معينة فإما أن يكونوا ناجحين أو راسبين.

ومثل هذه الظواهر والتى تكون نتيجة أى تجربة نقوم بها حالة من حالتين فقط فإنه يقال بأنها تتبع توزيع ذو الحدين، وهذا التوزيع يقوم على عدة أسس هى:

۱- أن هناك تجربة عشوائية تتم (ن) من المرات بهدف الحصول على حدث معين.

- ٢- أن المرات أو المحاولات التي تتم بها التجربة مستقلة عن
 بعضها.
- أن كل محاولة نقوم بها تكون نتيجتها إما نجاح باحتمال (ل) أو فشل باحتمال (- ل).
- 3- أن احتمال النجاح (ل) ثابت في جميع المحاولات المستقلة، وبالتالى احتمال الفشل (1- ل) ثابت أيضاً في جميع المحاولات.

وبالتالى يمكن وضع الصياغة التالية والتى تعبر عن الأسس التى يقوم عليها توزيع ذو الحدين:

إذا تكررت تجربة عشوائية (ن) من المرات بهدف الحصول على حدث معين وكان احتمال تحقق هذا الحدث في أى محاولة (ل) واحتمال عدم تحققه (1-1) وكانت كل المحاولات مستقلة عن بعضها فإن:

- 1- احتمال تحقق هذا الحدث (ن) من المرات (فى كل المحاولات) = $U \times U \times U \times \dots \times U$ (ن من المرات) = U°
- Y- احتمال عدم تحقق هذا الحدث (ن) من المرات (في كل المحاولات) = (۱ ل) (۱ ل) (ن من المرات) = (۱ U) U
- ۳- احتمال أن يتحقق هذا الحدث (س) من المرات من بين (ن) من
 المرات

ودالة الاحتمالات التجميعية لتوزيع ذو الحدين تأتى في صورة:

$$\frac{\dot{0}}{4\pi} = \frac{\dot{0}}{6\pi} (0)^{10} (1 - 0)^{0-4}$$

ويلاحظ أن دالة توزيع ذو الحدين تعتمد على ن، ل أى على حجم العينة (عدد مرات التجربة) والاحتمال، وبالتالى فإنه من خلال معرفتنا لقيمة ن، ل يمكن معرفة خصائص التوزيع أو معالمه والتى تتمثل فى القيمة المتوقعة (الوسط الحسابى) والتباين.

مثال (1): إذا كانت نسبة الإنتاج السليم في أحد المصانع ٠,٩ فإذا سحبنا عينة من ٥ وحدات من إنتاج المصنع احسب ما يلي:

- ١- احتمال أن نجد بينها وحدتين فقط سليمة.
- ٢- احتمال أن نجد بينها ٣ وحدات على الأقل سليمة.
 - ٣- احتمال أن نجد بينها أقل من وحدتين سليمة.
 - ٤- القيمة المتوقعة لعدد الوحدات السليمة في العينة.
- ٥- الانحراف المعيارى لعدد الوحدات السليمة في العينة.

الحـــل

$$\bullet, 1 = \emptyset - 1$$
 $\bullet, 9 = \emptyset$

1 - 1 احتمال وجود وحدتین سلیمة = -(7):

$$(,,,,,) = (,,,)^{\vee}(,,,)^{\vee}(,,,) \times (,,,)^{\vee}(,,,)$$
 ق $(,,,,)^{\vee}(,,,)^{\vee}(,,,)$

Y-1 احتمال وجود Y=1 وحدات على الأقل سليمة Y=1 سليمة أو Y=1 سليمة:

$$(\cdot, \cdot)^{2} + (\cdot, \cdot)^{3} + (\cdot$$

 $1 \times \cdot, 09 \cdot \xi 9 \times 1 + \cdot, 1 \times \cdot, 7071 \times 0 + \cdot, \cdot 1 \times \cdot, \forall 79 \times 1 \cdot =$

$$\bullet$$
,9910 $\xi = \bullet$,09 \bullet ξ 9 + \bullet , ∇ Y \wedge 0 + \bullet , \bullet \vee Y $9 \bullet =$

- احتمال وجود أقل من وحدتين سليمة = وحدة سليمة أو صفر سليمة:

$$^{\circ}(\cdot,1)$$
 ' $^{\circ}(\cdot,1)$ ' $^{$

ملحوظة:

$$(\cdot) + (\cdot) + (\cdot) + (\cdot) + (\cdot) + (\cdot) + (\cdot)$$

 $\mu = \mu = \mu$ القيمة المتوقعة لعدد الوحدات السليمة في العينة:

وحدة
$$\mu$$
 = 0×9 وحدة

٥- الانحراف المعياري لعدد الوحدات السليمة في العينة:

$$\frac{(J-1)J\times J}{\delta} = \delta$$

أى أنه إذا سحبنا عدداً كبيراً من العينات من إنتاج هذا المصنع وكل عينة مكونة من ٥ وحدات فإننا سنجد في المتوسط ٥,٥ وحدة سليمة بانحراف معياري ٠,٦٧ وحدة في كل عينة.

ويلاحظ سهولة حساب القيمة المتوقعة (الوسط الحسابى) والانحراف المعيارى باستخدام خصائص توزيع ذو الحدين قياساً بما سبق دراسته من طرق لحسابها.

مثال (٢): من بيانات المثال السابق احسب ما يلي:

- ١- احتمال أن نجد أن ٣ وحدات معيبة في العينة.
- ٢- احتمال أن نجد وحدة على الأكثر معيبة في العينة.
- ٣- القيمة المتوقعة والتباين لعدد الوحدات المعيبة في العينة.

الحـــل

لاحظ أن U = 0.0 تشير إلى احتمال إنتاج وحدة سليمة ومعنى ذلك أن (س) تعبر عن عدد الوحدات السليمة في العينة كما أشرنا من قبل وبالتالى فإن معنى وجود T وحدات معيبة في العينة أن هناك وحدتين سليمتين أي أن:

۱- احتمال أن نجد π وحدات معیبة = احتمال أن نجد وحدتین سلیمتین = $\sigma_{(Y)}$

 $-\infty$ ج(r) = (r, 0) (r,

٢- احتمال أن نجد وحدة على الأكثر معيبة = وحدة معيبة أو صفر معيبة

= 3 سلیمة أو 0 سلیمة = $\sigma_{(3)} + \sigma_{(0)}$ $\sigma_{(3)} + \sigma_{(0)} = \tilde{\omega}_{3} (0, 0)^{3} (0, 0)^{4} + \tilde{\omega}_{0} (0, 0)^{6} (0, 0)^{7}$ = 0.477... + 0.3.90... = 3.0419...

٣- القيمة المتوقعة والتباين لعدد الوحدات المعيبة في العينة:

القيمة المتوقعة
$$\mu = 0 \times 0$$
 حيث $0 = 1, \cdot$

$$= 0 \times 1, \cdot = 0, \cdot$$

$$= 0 \times 1, \cdot \times 0$$

لاحظ أن:

1-ie توقع النجاح + توقع الفشل = ن حيث (ن) حجم العينة توقع الوحدات السليمة + توقع الوحدات المعيبة = 0.5+0.0 = 0.5

۲- تباین النجاح = تباین الفشل
 وبالمثل الانحراف المعیاری للنجاح = الانحراف المعیاری للفشل

توزیع بواسون Poission Distribution

يستخدم هذا التوزيع في حالة المتغيرات المنفصلة التي تتصف بالندرة، أي التي يكون احتمال تحققها صغيراً جداً ويعتبر حالة خاصة من توزيع ذو الحدين، وخاصة إذا كان عدد المحاولات (ن) كبيراً جداً، بالإضافة إلى أن احتمال الحدوث (ل) ضئيلاً جداً (أقل من ١٠%) ومن ثم فإن الأسس التي يقوم عليها توزيع بواسون هي:

1. أن عدد المحاولات الكلية (حجم التجربة أو العينة) كبيراً جداً (ن ≤ 0.7) ~ 0.7 أن المحاولات مستقلة عن بعضها.

$$\frac{\mu \times \mu^{-}}{\mu} = \frac{\mu^{-} + \mu^{-}}{\mu}$$

حيث: هـ أساس اللوغاريتم الطبيعي هـ = ٢,٧١٨٣

الوسط الحسابي أو القيمة المتوقعة لعدد مرات النجاح. μ

 ∞ عدد مرات النجاح س = ۰۰، ۲، ۲،،

 $1 \times 7 \times 7 \dots$ (س -7) (س -7) س مضروب س = س

علما بأن: $|\cdot| = 1$ ، (أى مقدار) علما

الخصائص الإحصائية لتوزيع بواسون:

القيمة المتوقعة
$$\mu = ن \times U$$

التيابن $\delta^{\prime} = i \times U$

أى أن القيمة المتوقعة = التباين لتوزيع بواسون

ومن الناحية العملية فإن توزيع بواسون يستخدم في مجالات كثيرة وخاصة في المجال الصناعي الذي يتسم بالإنتاج الكبير لأن احتمالات الأخطاء تكون ضئيلة جداً مثل صناعة السيارات، وقطع الغيار، وصناعة المسامير كما يستخدم بشكل كبير في مجال الطباعة، واحتمالات الوفاة للمؤمنين لدى شركات التأمين.

مثال (٤): إذا كانت نسبة الإنتاج المعيب في أحد المصانع ١% سحبت عينة من إنتاج هذا المصنع حجمها ٥٠ وحدة، احسب ما يلي:

- ١- احتمال ألا نجد بالعينة أي وحدة معيبة.
- ٢- احتمال أن نجد بالعينة وحدتين على الأكثر معيبة.
- ٣- احتمال أن نجد بالعينة ٤ وحدات على الأقل معيبة.
- ٤- القيمة المتوقعة والتباين لعدد الوحدات المعيبة في العينة.

الحسل

$$\cdot$$
, $\circ = \cdot$, $\cdot 1 \times \circ \cdot = \cup \times \cup = \mu$ \cdot , $\cdot 1 = \cup \times \cup = \mu$

١- احتمال ألا نجد بالعينة أى وحدة معيبة:

$$Y - 1$$
 احتمال أن نجد بالعينة وحدتين على الأكثر معيبة = $S_{(Y)} + S_{(Y)} = S_{(Y)} + S_{(Y)}$

$$\mathsf{S}_{(Y)} = \frac{\mathsf{Y}_{(Y, \mathcal{O})} \times \mathsf{Y}_{(Y, \mathcal{O})} - \mathsf{Y}_{(Y, \mathcal{O})}}{\mathsf{Y}_{(Y, \mathcal{O})}} = \mathsf{Y}_{(Y, \mathcal{O})}$$

٣- احتمال أن نجد ٤ وحدات على الأقل معيبة = ٤ معيبة أو ٥ معيبة أو .. أو ٥٠ معيبة.

= ١ – الاحتمال العكسي

= ١ - [٣ معيبة أو ٢ معيبة أو ١ معيبة أو صفر معيبة]

$$= \frac{\left[\left(\cdot \right)^{2} + \left(\cdot \right)^{2} + \left(\cdot \right)^{2} + \left(\cdot \right)^{2} \right] - 1}{\left[\left(\cdot \right)^{2} + \left(\cdot \right)^{2} \right] \times \left(\cdot \right)^{2} + \left(\cdot \right)^{$$

٤- القيمة المتوقعة والتباين لعدد الوحدات المعيبة في العينة:

$$^{\prime}$$
بالنسبة لتوزيع بواسون فإن $\mu = \delta = \mu$ ن \times ل = 0 ، 0 وحدة = 0

أى أننا لو سحبنا عدداً كبيراً جداً من العينات من إنتاج هذا المصنع وحجم كل عينة ٥٠ وحدة فإننا سنجد في كل عينة في المتوسط ٥,٠ وحدة معبية.

هام جداً:

على الرغم من الصعوبة التي قد تبدو في حساب الاحتمالات من خلال دالة توزيع بواسون إلا أن هناك علاقة تربط الاحتمالات بعضها ببعض وهذه العلاقة تعتمد على حساب ح(.) وبالتالي يمكن حساب الاحتمالات التالية كما يلي:

$$\bullet, \bullet \lor \circ \land = \frac{\bullet, \circ}{} \times \bullet, \neg \bullet = \frac{\mu}{} \times (\lor) = (\lor)$$

$$\cdot,\cdot$$
۱۲٦ = $\frac{\cdot,\circ}{\pi}$ \times \cdot,\cdot ۷٥ \wedge = $\frac{\mu}{\pi}$ \times $(,\cdot)$ 0 = $(,\cdot)$ 0 : \vdots 0 هکذا

$$\frac{\mu}{\sum_{i}} \times (1)^{i} = (1)^{i}$$

$$\frac{\mu}{\omega} \times (1-\omega) = (\omega)$$

٢- هناك جداول معدة لحساب الاحتمالات المختلفة إلا أن وجود العلاقة السابقة يقلل من أهمية استخدام تلك الجداول.

μ المتوسط المتوسط المتوسط المتوسط الفعلى أي:
 وقد تأتى البيانات في صورة نقوم من خلالها بحساب المتوسط الفعلى أي:

مجس ك مجس ك مجس ك متوسط العينة
$$\overline{w} = \frac{\Delta - w}{\dot{\omega}}$$
 أو $\overline{w} = \frac{\Delta - w}{\dot{\omega}}$ ن

حسب نوع البيانات غير مبوبة أو مبوبة كما سبق وأشرنا.

وهنا نعتبر أن \overline{w} تمثل متوسط المجتمع أى $\overline{w} = \mu$ ثم نتابع الحل من خلال دالة التوزيع، كما يتضح من المثال التالى:

مثال (٥): قام أحد المؤلفين بحصر عدد الصفحات التي بها أخطاء وفقاً لعدد الأخطاء في كل صفحة فكان توزيع صفحات الكتاب كما يلي:

| ١. | ٩ | ٨ | ٧ | 7 | ٥ | ٤ | ٣ | ۲ | ١ | صفر | عدد الأخطاء |
|----|---|---|---|---|---|----|----|----|-----|-----|-------------|
| ١ | ١ | ۲ | ٣ | 0 | ٨ | ١. | 10 | ٥, | 10. | 700 | عدد الصفحات |

فإذا أراد هذا المؤلف طباعة كتاب آخر في نفس المطبعة على ألا يزيد عدد الأخطاء في الصفحة الواحدة عن خطأين، فما هو احتمال أن تتحقق هذه الرغبة، على فرض أن الأخطاء المطبعية تتبع توزيع بواسون.

لحـــل

 $\frac{\omega}{\mu} = \frac{\omega}{\mu} = \frac{\omega}{\mu}$ انحسب μ من خلال بیانات العینة علی أساس أن μ

| مو ع | المج | ١. | ٩ | ٨ | ٧ | ۲ | ٥ | ٤ | ٣ | ۲ | ١ | صفر | عدد الأخطاء (س) |
|------|------|----|---|----|----|----|----|----|----|----|-----|-----|-----------------|
| ٥, | • | ١ | ١ | ۲ | ٣ | 0 | ٨ | ١. | 10 | ٥, | 10. | 700 | عدد الصفحات (ك) |
| ٤٦ | | ١. | ٩ | ١٦ | ۲١ | ٣. | ٤. | ٤٠ | ٤٥ | ١ | 10. | صفر | س ك |

$$\bullet,977 = \frac{173}{0.0} = \frac{173}{0.00} = \frac{173}{0.00} = \mu$$

احتمال ألا يزيد عدد الأخطاء عن خطأين = ح (\cdot) + ح (\cdot) + ح (\cdot)

$$\mathcal{S}(\cdot) = \frac{ (\cdot, 977) \times (\cdot, 977)^{-} \times (\cdot, 1)^{-}}{\cdot |} = (\cdot) \mathcal{S}(\cdot)$$

$$\zeta(Y) = \frac{YYY}{Y} \times (Y)Z = (Y)Z$$

الاحتمال المطلوب ٩٣٣٤.

الفصل الثالث

التوزيعات الاحتمالية المتصلة Continuous Probability Distributions التوزيع الطبيعى Normal Distribution

تتعدد التوزيعات الاحتمالية الخاصة بالمتغيرات المتصلة أو المستمرة وسوف نكتفى بتناول التوزيع الطبيعى وسنرجئ تناول باقى التوزيعات الاحتمالية المتصلة حيث يتم تناولها عند حديثنا عن استخدامات الدوال الاحتمالية لتلك التوزيعات.

التوزيع الطبيعي Normal Distribution:

وهو من أهم التوزيعات الاحتمالية وأكثرها استخداماً في علم الإحصاء، ومنحنى هذا التوزيع منحنى متماثل أو متعادل أي أننا لو أسقطنا من قمة المنحنى عمود على المحور الأفقى فإنه يقسم المنحنى إلى نصفين متطابقين تماماً ومساحة كل نصف منهما (مجموع الاحتمالات) = ٥٠٥.

وترجع أهمية التوزيع الطبيعي إلى أسباب عديدة من أهمها:

١- أن معظم الظواهر الطبيعية تتبع في توزيعها التوزيع الطبيعي أو تكون قريبة جداً منه، حيث تتركز قياساتها عند قيمتها الوسطى ثم تبتعد عن هذه القيمة في الاتجاهين (التزايد والتناقص) بشكل يكاد يكون متعادلاً.

- 7 أن معظم القياسات التي تتم من خلال عينة، كالوسط الحسابي $\left(\frac{\overline{w}}{\overline{w}}\right)$ والانحراف المعياري (ع) والنسبة (\hat{U}) لها توزيع احتمالي يقترب من التوزيع الطبيعي مهما كان التوزيع الاحتمالي المجتمع الأصلي المسحوب منه العينة، ويزداد اقترابها من التوزيع الطبيعي بزيادة حجم العينة، لذلك يستخدم التوزيع الطبيعي في المعالجة الإحصائية لهذه المقاييس، فلو أننا سحبنا الطبيعي في المعالجة الإحصائية لهذه المقاييس، فلو أننا سحبنا عدداً من العينات قدره (ن) وحسبنا الوسط الحسابي لكل عينة أي \overline{w}_1 , \overline{w}_2 , \overline{w}_3 , ..., \overline{w}_0 فإن توزيع هذه المتوسطات يأخذ شكل منحني قريباً جداً من شكل المنحني الطبيعي حتى ولو كان توزيع المجتمع الأصلي الذي سحبت منه العينة ليس توزيعاً طبيعياً.
- ٣- بعض التوزيعات الاحتمالية الخاصة بالمتغيرات المنفصلة مثل توزيع ذو الحدين أو توزيع بواسون يمكن تحويلها إلى التوزيع الطبيعى ولكن وفقاً لشروط معينة تتعلق بحجم العينة وقيمة الاحتمال وطبيعة التوزيع الاحتمالي في المجتمع.
- 3- هناك جدول لحساب المساحات (الاحتمالات) أسفل المنحنى الطبيعى وهو بذلك يعتبر من أهم المزايا التي يتمتع بها التوزيع الطبيعي نظراً لصعوبة أو استحالة حساب الاحتمالات المختلفة من الدالة الاحتمالية للتوزيع الطبيعي إلى جانب سهولة استخدام الجدول.

دالة كثافة الاحتمال Probability Denisty Function.

الدالة الاحتمالية للتوزيع الطبيعي تأخذ الصورة التالية:

$$\frac{\gamma \left(\frac{\mu - \omega}{\delta}\right)^{\frac{1}{\gamma}}}{\Delta \times \frac{1}{\Delta \gamma / \delta}} = (\omega) \xi$$

حيث:

$$\mu = \text{He}$$
 الوسط الحسابى للتوزيع (التوقع) $\mu = \mu$ $\delta = 1$ الانحر اف المعيارى للتوزيع $\delta = 1$ $\phi = 1$

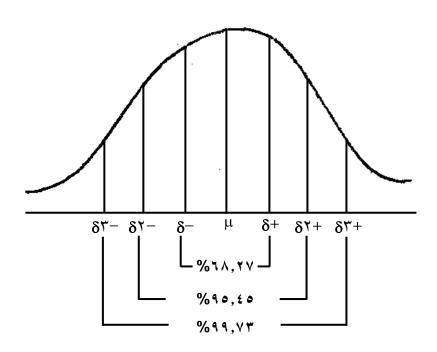
خصائص التوزيع الطبيعي

Characteristics of Normal Dis.

هناك خصائص عديدة لمنحنى التوزيع الطبيعى وهى تعتبر الأساس الذى يقوم عليه الاستنتاج الإحصائى Statistical Inference ومن أهم تلك الخصائص:

- -1 تصل قمة المنحنى الممثل للتوزيع إلى نهايتها العظمى عندما تصبح قيمة المتغير العشوائي مساوية للوسط الحسابي ($\mu = \mu$).
- ۲- تتساوى مقاييس النزعة المركزية (الوسط الحسابى والوسيط والمنوال) في التوزيع الطبيعي.
- $-\infty$ يمتد طرفا المنحنى إلى الاتجاهين الموجب والسالب إلى مالا نهاية $-\infty$ دون أن يلتقيا مع المحور الأققى.
- ٤- إجمالي المساحة أسفل المنحني الطبيعي (مجموع الاحتمالات) = ١.

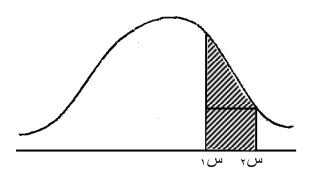
- هناك بعض المساحات أسفل المنحنى الطبيعى لها أهمية خاصة فى التحليل الإحصائى وهى:
- 1/0 المساحة التى تقع بين الوسط الحسابى \pm انحراف معيارى تعادل 70,70 من إجمالى المساحة أسفل المنحنى.
- 7/0 المساحة التى تقع بين الوسط الحسابى ± 7 انحراف معيارى تعادل 90,50% من إجمالى المساحة أسفل المنحنى.
- 7/0 المساحة التي تقع بين الوسط الحسابي ± 7 انحراف معياري تعادل 99,77 من إجمالي المساحة أسفل المنحني.



التوزيع الطبيعي المعياري .Standard Normal Dis:

إذا أردنا حساب المساحة أسفل المنحنى الطبيعى التى تقع بين القيمة س، س، س، مثلاً فإنه من الضرورى إجراء التكامل على دالة التوزيع الطبيعى السابق الإشارة إليها أى:

$$\begin{array}{c}
 \left(\frac{\mu - \omega}{\delta}\right)^{\frac{1}{\gamma}} \xrightarrow{\lambda} \times \frac{1}{L^{\gamma} \sqrt{\delta}} \\
 \sqrt{\delta} & \sqrt{\delta}
\end{array}$$



$$\frac{\sqrt{\frac{1}{0}} - \sqrt{\frac{1}{0}}}{\sqrt{\frac{1}{0}}} = e^{-\frac{1}{0}}$$

وقد أمكن التغلب على هذه المشاكل وذلك بتحويل قيم المتغير العشوائى (س) أى س، س، س، س، الى قيم معيارية (ى) Standard كما سبق و أشرنا عند حساب القيمة المعيارية في مقاييس التشتت:

$$\frac{\mu - \omega}{\delta} = \frac{\delta}{\delta}$$

والقيمة المعيارية (ى) عبارة عن متغير عشوائى يتبع التوزيع الطبيعى وسطه الحسابى $\mu = -\mu$ وعلى ذلك تتحول دالة كثافة الاحتمال للتوزيع الطبيعى بالقيم العادية (س) إلى دالة كثافة الاحتمال بالقيم المعيارية (ى):

وعلى ذلك فإنه لحساب الاحتمالات الخاصة بالمتغير العشوائى والذى يتبع توزيعاً طبيعياً معالمه (μ) نقوم بتحويل قيم (μ) إلى قيم معيارية (μ) ثم نقوم بالكشف فى الجدول رقم (μ) بالملاحق عن المساحة الاجمالية المناظرة.

وهذا الجدول يحتوى على قيم (ى) المعيارية من ى = صفر، ويقابلها احتمال ح(ى) = 0.0, إلى ى = 3 ويقابلها احتمال ح(ى) = 0.0, إلى عن ٤ فإننا نأخذ نفس قيمة الاحتمال الأخير المقابل القيمة ٤ أى 0.0

ومعنى ذلك أنه لكى نحصل على قيمة الاحتمال بصورة مباشرة من الجدول فإنه لابد أن يكون في صورة:

أى لابد من توافر شرطين:

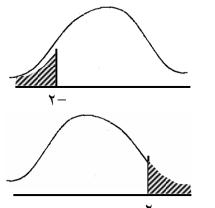
١- أن يكون المطلوب حساب احتمال أن يأخذ المتغير قيمة معينة أو
 أقل منها.

٢- أن تكون القيمة المعيارية (ى) المقابلة لقيمة (س) المطلوبة موجبة.

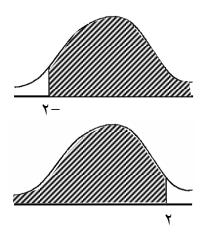
فمثلاً ح (ی ≤ 7) نحصل علیها مباشرة من الجدول لتوافر الشرطین،

$$(2 \leq Y) = 0$$
 ح $(2 \leq Y)$

لكن ما هو التصرف فى حالة عدم توافر شرط منهما أى يكون المطلوب ح $(z) \leq -1$ أو ح $(z) \leq -1$



لاحظ أن التعامل مع هاتين الحالتين يكون واحداً لأن المساحة (الاحتمال) المطلوبة في الحالتين واحدة كما يتضح من الشكلين المقابلين.



ثم نأتى إلى تساؤل آخر، ما هو التصرف فى حالة عدم توافر الشرطين الخاصين بالكشف مباشرة فى الجدول أى عندما يكون المطلوب = -(2 + 1)

لاحظ أن الشكلين المقابلين متطابقين بمعنى أن:

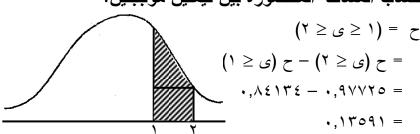
$$(+ \ge c) = (- \le c)$$

ح
$$(z \ge -7) = -5$$
 مباشرة من الجدول $(z \le 7) = -7$ مباشرة من الجدول

$$() = () =$$
 لاحظ أن ح $() \leq$ صفر $) =$ حسفر $) =$

وذلك دون الكشف في الجداول (خصائص التوزيع الطبيعي المعياري) وقبل أن نتناول هذا الموضوع بالأمثلة نود أن نوضح بعض الأمور التي قد تواجهنا عند حساب بعض الاحتمالات:

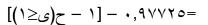
حساب المساحة المحصورة بين قيمتين موجبتين:



حساب المساحة المحصورة بين قيمتين سالبتين:

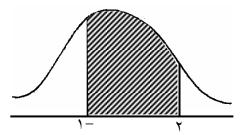
717

حساب المساحة المحصورة بين قيمة موجبة وأخرى سالبة:



$$[\cdot, \lambda \xi \ \ \ \ \ \ \ \ \] - \cdot, 9 \lor \lor \lor \circ =$$

·, \ \ \ \ \ \ =



وسوف تتضح طريقة استخدام الجداول في حساب الاحتمالات المختلفة من خلال الأمثلة الآتبة:

مثال (۱): إذا كان متوسط عمر الطالب في الكلية ٢٠ سنة بانحراف معياري ٥ سنوات وعلى فرض أن العمر يتبع التوزيع الطبيعي، احسب الاحتمالات التالية:

١- احتمال أن يتراوح عمر أحد الطلاب بين ٢٢، ٢٥ سنة:

ح ($77 \leq m \leq 77$) تحول إلى قيمة معيارية (20) وفقاً للعلاقة:

$$o = \delta, \ \gamma, = \mu \qquad \frac{\mu - \omega}{\delta} = c$$

$$(1 \ge c \ge 1, \epsilon) = \frac{\gamma, - \gamma}{c} \ge c \ge \frac{\gamma, - \gamma}{c}$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge c \ge 1, \epsilon \ge c$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge c \ge 1, \epsilon \ge c$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge c \ge c$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge c$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1, \epsilon \ge 1, \epsilon \ge 1$$

$$c \ge 1,$$

٢ - احتمال أن بكون عمر أحد الطلاب أكبر من ٢٥ سنة:

$$(1 < \omega) = \frac{7 \cdot -70}{0} < \omega$$

$$= (70 < \omega) = (10 < \omega$$

٣- احتمال أن يكون عمر الطالب أكبر من ١٨ سنة:

$$(\cdot, \xi - \langle \omega \rangle) = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2} \right) = \frac{1}{2} \left($$

٤ - احتمال أن يكون عمر أحد الطلاب أقل من ١٦ سنة:

٥ - احتمال أن يكون عمر أحد الطلاب أقل من ٢٦ سنة:

$$(1,7 > \omega) = \left(\frac{7 - 77}{0} > \omega\right) = (77 > \omega)$$

$$= (77 > \omega)$$

$$= (77 > \omega)$$

$$= (77 > \omega)$$

٦- احتمال أن يبلغ عمر أحد الطلاب ٢٤ سنة:

سبق أن أشرنا أن القيم التي يمكن أن نحصل على احتمالاتها مباشرة من الجدول تكون في صورة ح (ى \leq +)، ثم تعرفنا على كيفية حساب الاحتمالات في حالة اختلاف شرط (الإشارة أو الاتجاه) أو في حالة

اختلاف الشرطين (الإشارة والاتجاه) وهذا يعنى أن ح (ى = رقم معين) = صفر.

إلا أننا يمكن ان نعتبر أن القيمة المطلوبة للمتغير كأنها مركز لفئة حديها القيمة المطلوبة ±٠,٥ أى أننا نضع المطلوب السابق في الصورة التالية:

حساب القيمة إذا علم الاحتمال:

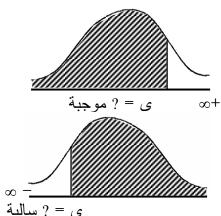
سبق أن أشرنا إلى أن أول قيمة معيارية هي s = 0 يقابلها احتمال s = 0, ومعنى ذلك أن أول احتمال معلوم بالجدول s = 0, وبالتالى لا يمكن الكشف عن قيمة (s = 0) إذا علم احتمالها إلا إذا كان الاحتمال s = 0, ولكى نصل إلى أسلوب مبسط لحساب القيمة إذا علم الاحتمال سنتناول الأمر كحالتين:

الحالة الأولى: إذا كان الاحتمال > ٠,٥

ولنأخذ مثلاً أن الاحتمال المعلوم ٠,٧٥

ونكون أمام حالتين إما:

$$\cdot$$
, $\forall \circ = (? \geq \circ)$ ح



هنا يتم الكشف مباشرة في الجدول أمام القيمة 0,0 من عمود ح(ى) لنحدد من العمود المقابل لها قيمة 0,0

لاحظ أن قيمة ى فى هذه الحالة تساوى قيمتها فى الحالة السابقة مع الختلاف الإشارة فهى موجبة فى الحالة الأولى وسالبة فى هذه الحالة.

الحالة الثانية: إذا كان الاحتمال < ٠,٥

فى هذه الحالة وكما سبق وأشرنا لن نتمكن من استخدام الجدول وبالتالى لابد أن نوجد الاحتمال المكمل حيث:

ثم نكشف بالجدول عن الاحتمال المكمل مع تطبيق نفس ما توصلنا إليه في الحالة الأولى.

أى أن ح
$$(2 \ge ?) = 0.7$$
, سالبة لأنها $\ge ?$ أى أن ح $(2 \le ?) = 0.7$, سالبة لأنها $\ge ?$ ح $(2 \le ?) = 0.7$, موجبة لأنها $\le ?$

مثال (٢): قامت شركة النصر لصناعة اللمبات الكهربائية باختبار مدا المبة من إنتاجها فتبين أن متوسط عمر اللمبة (مدة الإضاءة) ١٢٠٠ ساعة بانحراف معيارى ٣٠٠ ساعة، وعلى فرض أن عمر اللمبة الكهربائية متغير عشوائى يتبع توزيعاً طبيعياً، احسب ما يلى:

١- احتمال أن توجد لمبة عمرها أكبر من ١٥٠٠ ساعة:

$$\left(\frac{17..-10..}{\pi..} < \omega\right) = 5 = (10... < \omega) = 5$$

$$\left(\frac{17..-10..}{\pi..} < \omega\right) = 5 = (10... < \omega) = 5$$

$$\left(\frac{1}{2} < \omega\right) = 5 = 5 = 5$$

$$\left(\frac{1}{2} < \omega\right) = 5 = 5 = 5$$

$$\left(\frac{1}{2} < \omega\right) = 5 = 5 = 5$$

$$\left(\frac{1}{2} < \omega\right) = 5 = 5 = 5$$

$$\left(\frac{1}{2} < \omega\right) = 5 = 5 = 5$$

$$\left(\frac{1}{2} < \omega\right) = 5 = 5 = 5$$

$$\left(\frac{1}{2} < \omega\right) = 5 = 5 = 5$$

$$\left(\frac{1}{2} < \omega\right) = 5 = 5 = 5$$

$$\left(\frac{1}{2} < \omega\right) = 5 = 5 = 5$$

$$\left(\frac{1}{2} < \omega\right) = 5$$

$$\left(\frac{1}{$$

٢ - احتمال أن توجد لمبة عمرها أقل من ٩٠٠ ساعة:

$$\left(\frac{17..-9..}{7..}\right) = 5$$

$$= 6$$

$$= 6$$

$$= 6$$

$$= 7$$

$$= 7$$

$$= 7$$

$$= 7$$

$$= 7$$

$$= 7$$

$$= 7$$

$$= 7$$

$$= 7$$

$$= 7$$

$$= 7$$

$$= 7$$

$$= 7$$

$$= 7$$

$$= 7$$

$$= 7$$

$$= 7$$

٣- احتمال أن يتراوح عمر إحدى اللمبات بين ١٦٠٠، ١٦٠٠ ساعة:

$$(17.. \ge w \ge 17..)$$

٤- عدد اللمبات التي يتراوح عمرها بين ١١٠٠ ساعة، ١٥٠٠

نحسب الاحتمال أو لاً:

$$(1 \ge \omega \ge 0.777) =$$

$$= \sigma (s) \leq (1 + \sigma) = \sigma$$

$$[(\cdot, 77 \geq 0) - 1] - \cdot, \lambda \in 175 =$$

$$[\cdot, 7797 \cdot - 1] - \cdot, \lambda$$
 ξ $=$

$$\bullet$$
, $\xi \vee \bullet \forall \xi = \bullet$, $\pi \vee \bullet \vee \bullet - \bullet$, $\lambda \xi \wedge \pi \xi =$

٥- العمر الذي يقل عنه عمر ٧٠% من عدد اللمبات:

$$-\infty$$
 $= (2 < ?) = 0.00$

$$\frac{\mu - \omega}{\delta} = \omega = \frac{\omega - \omega}{\delta}$$

$$\frac{17..-\omega}{7..} = .,07$$

ومعنى ذلك أن ٧٠% من عدد اللمبات (٧٠٠٠ لمبة) يبلغ عمر كل منها أقل من ١٣٥٩ ساعة.

٦- العمر الذي يقل عنه عمر ٢٥% من عدد اللمبات:

$$\frac{17..- \omega}{7..} = .,7 \Lambda -$$

أى أن ٢٥% من عدد اللمبات (٢٥٠٠ لمبة) يبلغ عمر كل منها أقل من ٩٩٦ ساعة.

٧- العمر الذي يزيد عنه عمر ٨٠% من عدد اللمبات

$$\frac{17..-\omega}{}=.,\lambda\xi-$$

أى أن ٨٠٠% من عدد اللمبات (٨٠٠٠ لمبة) يزيد عمر كل منها على ٩٤٨ ساعة.

٨- العمر الذي يزيد عنه عمر ٥٤% من عدد اللمبات:

$$\frac{17..- \omega}{7..} = .,17$$

ومعنى ذلك أن ٤٥% من عدد اللمبات (٤٥٠٠ لمبة) يزيد عمر كل منها على ١٢٣٩ ساعة.

استخدام التوزيع الطبيعى كتقريب لتوزيع ذو الحدين Normal Dis. As an Approximation to the Binomial Dis.

يلاحظ من خلال ما سبق أن عرضناه من أمثلة تتعلق بتوزيع ذو الحدين أن حجم العينة كبير فإن استخدام دالة التوزيع لحساب الاحتمالات المختلفة سيكون أمراً صعباً أو شبه مستحيل، كما يتضح من المثال التالى:

مثال (۱): ألقيت قطعة نقود متماثلة على سطح أملس ٥٠٠ مرة، احسب احتمال ظهور الصورة في ٣٠٠ مرة على الأقل.

$$\frac{1}{\gamma}$$
 = U - 1 $\frac{1}{\gamma}$ = احتمال ظهور الصورة ل

احتمال ظهور الصورة ٣٠٠ مرة على الأقل = ٣٠٠ مرة أو ٣٠١ مرة أو ٣٠١ مرة أو ٣٠٠ مرة

= ``ق..., (٥,٠) ``` (٥,٠) ``` + ```ق..., (٥,٠) ``` (٥,٠) ``` (٥,٠) `` + ··` ق..., (٥,٠) `` (٥,٠) `` (٥,٠) `` ولنا أن نتصور كم يستغرق استكمال هذا الحل من وقت وجهد واحتمال كبير للخطأ، ولذلك أمكن الاستفادة من خصائص التوزيع الطبيعى والتى منها إمكانية استخدامه كتقريب لبعض التوزيعات الأخرى وقد سبق أن أشرنا إلى أننا نقوم بتحويل القيم الأصلية للمتغير العشوائى (س) إلى قيم

$$\frac{\mu - \omega}{\delta} = \frac{\omega}{\delta}$$

معيارية (ي) من خلال العلاقة:

ولما كان توقع توزيع ذو الحدين $\mu = i \times b$

elicquies lhasulq
$$\delta = \sqrt{\dot{\upsilon} \times \dot{\upsilon} \times \dot{\upsilon} \times (1 - \dot{\upsilon})}$$

$$= \frac{\dot{\upsilon} \times \dot{\upsilon} \times \dot{\upsilon} \times (1 - \dot{\upsilon})}{\sqrt{\dot{\upsilon} \times \dot{\upsilon} \times (1 - \dot{\upsilon})}}$$
eliqui δ in the contraction of the

وتطبيق ذلك على المثال السابق فإننا نجد أن المطلوب:

مثال (٢): من المثال السابق احسب احتمال ظهور الصورة في ٢٠٠ مرة على الأكثر.

$$(\omega \leq 1)$$

$$= (1 + 1)$$

$$= (2 \leq 1)$$

$$= (2$$

مثال (٣): ألقيت زهرتي نرد متماثلتين على سطح أملس ٣٠٠ مرة، احسب احتمال الحصول على مجموع ٩ على الأقل على سطح الزهرتين في مائة مرة على الأقل.

احتمال الحصول على مجموع ٩ على الأقل من زهرتين = احتمال الحصول على مجموع ٩ + مجموع ١٠ + مجموع ١١ + مجموع ١٢ مجموع ٩ نحصل عليه من زهرتين من حاصل جمع (٦،٣)، (٣،٦) ، (٥،٤) ، (٤،٥) = ٤ طرق.

مجموع ۱۰ نحصل علیه من زهرتین من حاصل جمع (۲،۶) ، (۲،۶) ، (٥ ، ٥) = ٣ طرق.

مجموع ۱۱ نحصل علیه من زهرتین من حاصل جمع (۲،۵)، (٥،٦) =

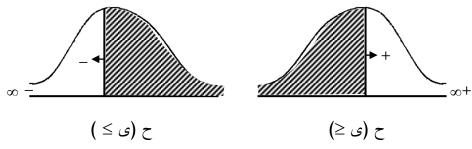
مجموع ۱۲ نحصل عليه من زهرتين من حاصل جمع (۱،٦) = ١طريقة. عدد الطرق = ١٠ طرق

 $\frac{1}{7}$ = على الأقل = $\frac{1}{7}$... احتمال الحصول على مجموع ٩ على الأقل

$$\frac{77}{m} = J - 1 \qquad \frac{1}{m} = J$$

تصحیح یاتس Yates Correction:

توصل ياتس إلى أن الاحتمالات الناتجة عن استخدام دالة التوزيع الطبيعى تكون أقل من الاحتمالات الناتجة عن استخدام دالة دالة التوزيع ذو الحدين وهى الاحتمالات الفعلية الصحيحة. ولكى نصل بتلك الاحتمالات إلى القيمة الصحيحة فإنه لابد من زيادة القيمة المطلوب حساب احتمالها (س) بمقدار ٥,٠ ولكن مع ملاحظة أن زيادة القيمة (حتى يزيد الاحتمال) قد تكون بإضافة ٥,٠ على قيمة المتغير العشوائى (س)، وقد تكون الزيادة بطرح ٥,٠ من قيمة المتغير العشوائى (س) كما يتضح من الشكلين التاليين:



ومعنى ذلك أنه إذا كان المطلوب حساب احتمال أن س \leq رقم معين فإن زيادة المساحة أسفل المنحنى يتطلب الانتقال بقيمة ∞ باتجاء ∞ أى زيادة قيمة ∞ بمقدار ∞ .

و العكس صحيح إذا كان المطلوب حساب احتمال أن س \geq رقم معين فإن زيادة المساحة أسفل المنحنى يتطلب الانتقال بقيمة عن باتجاء $-\infty$ أى بتقليل قيمة س بمقدار 0.

وعلى ذلك فإن حساب قيمة (ى) وفقاً لتصحيح ياتس يكون كما يلى:

مثال (٤): تقدم لامتحان مادة الإحصاء بكلية التجارة في العام الماضي طالب نجح منهم ٨٠٠٠ طالب فإذا أخذنا عينة من ٦٠٠ طالب منهم، احسب الاحتمالات التالية مرة بدون تصحيح ياتس ومرة بتصحيح ياتس.

١- احتمال أن يكون عدد الناجحين منهم ٥٠٠ طالب على الأقل:

$$7 \cdot \cdot = 0$$
 $\cdot \cdot \cdot \cdot = 0$ $\cdot \cdot \cdot \cdot = 0$ $\cdot \cdot \cdot \cdot = 0$

- بدون تصحیح یاتس:

$$\frac{1}{2} \left(\frac{1}{2} \frac{1}{2}$$

لاحظ زيادة قيمة الاحتمال باستخدام تصحيح ياتس.

٢- احتمال أن يكون عدد الناجحين منهم ٥٠٠ طالب على الأكثر:

- بدون تصحيح ياتس:

لاحظ زبادة قيمة الاحتمال.

٣- احتمال ألا يزيد عدد الناجحين من بينهم عن ٩٠ ٤ طالب:

- بدون تصحيح ياتس:

$$\frac{\left(\frac{\cdot, \lambda \times 7 \cdot \cdot - \xi 9 \cdot}{\cdot, \lambda \times 7 \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot}\right)}{\left(\frac{\cdot}{\cdot}, \lambda \times 7 \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot\right)} \ge 0 = 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

$$= 0$$

- بتصحيح ياتس:

$$\frac{\left(\frac{\cdot, \lambda \times 7 \cdot \cdot - (\cdot, \circ + \xi \cdot 9 \cdot)}{\cdot, \lambda \times 7 \cdot \cdot \cdot / \cdot} \right)}{\left(\frac{\cdot}{\cdot, \lambda \times 7 \cdot \cdot \wedge \times 7 \cdot \cdot / \cdot} \right)} = 2 \left(\frac{\xi \cdot 9 \cdot \xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \gamma \cdot \lambda \times 7 \cdot \cdot \wedge \cdot} \right)$$

$$= 2 \left(\frac{\xi \cdot 9 \cdot \xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \gamma \cdot \lambda \times 7 \cdot \cdot \lambda \times 7 \cdot \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9 \cdot \xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \gamma \cdot \lambda \times 7 \cdot \lambda \times 7 \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9 \cdot \xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \gamma \cdot \lambda \times 7 \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9 \cdot \xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda \times 7 \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9 \cdot \xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda \times 7 \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9 \cdot \xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9 \cdot \xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9 \cdot \xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9 \cdot \xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9 \cdot \xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9 \cdot \xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9 \cdot \xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

$$= 3 \left(\frac{\xi \cdot 9}{\cdot, \lambda \cdot \lambda} \right)$$

٤ - احتمال ألا يقل عدد الناجحين من بينهم عن ٢٠٠ طالب:

- بدون تصحيح ياتس:

$$\frac{\left(\frac{\cdot, \lambda \times 7 \cdot \cdot - \xi 7 \cdot}{\cdot, 7 \times \cdot, \lambda \times 7 \cdot \cdot /}\right)}{\left(\frac{\cdot, \lambda \times 7 \cdot \cdot \cdot /}{\cdot, 7 \times \cdot, \lambda \times 7 \cdot \cdot /}\right)} \leq \omega = (\xi 7 \cdot \leq \omega)$$

$$= \sigma \left(\omega \leq 7 \cdot \xi \leq \omega\right)$$

$$= \sigma \left(\omega \leq 7 \cdot \xi \leq \omega\right)$$

- بتصحيح ياتس:

$$\frac{\left(\frac{\cdot, \lambda \times 7 \cdot \cdot - (\cdot, \circ - \xi 7 \cdot)}{\cdot, \gamma \times \cdot, \lambda \times 7 \cdot \cdot \cdot \right)}}{\left(\frac{\cdot}{\cdot}, \cdot + \frac{\cdot}{\cdot}, \cdot + \frac{\cdot}{\cdot}, \cdot + \frac{\cdot}{\cdot}, \cdot + \frac{\cdot}{\cdot}, \cdot + \frac{\cdot}{\cdot}}{\left(\frac{\cdot}{\cdot}, \cdot + \frac{\cdot}{\cdot}, \cdot + \frac{\cdot$$

استخدام التوزيع الطبيعى كتقريب لتوزيع بواسون: Normal Dis. as an Approximation to the Poisson Dis.

كما سبق وأشرنا في استخدام دالة التوزيع الطبيعي كتقريب لدالة توزيع ذو الحدين ذو الحدين نظراً لصعوبة أو استحالة استخدام دالة توزيع ذو الحدين عندما تكون (ن) كبيرة جداً، وبالمثل فإنه من الصعوبة بمكان استخدام دالة توزيع بواسون في حساب الاحتمالات عندما تكون (ن) كبيرة، وإن كانت الاحتمالات بعد حد معين تتضاءل قيمتها جداً حتى لتكاد أن تتلاشى، إلا أننا نظل في حاجة إلى حسابها.

ولذلك يمكن استخدام دالة التوزيع الطبيعي في حساب الاحتمالات الخاصة بهذا التوزيع.

ولما كانت القيمة المتوقعة = التباين لهذا التوزيع فإن: - الانحراف المعيارى $\delta = \sqrt{\delta^{\intercal}} = \sqrt{\mu} = \sqrt{\upsilon \times \upsilon}$ حيث أن $\mu = \upsilon \times \upsilon$

وبالتالي تحسب القيمة المعيارية (ي) كما يلي:

$$\omega = \frac{\omega - \dot{\omega} \times \dot{U}}{\sqrt{\dot{\omega} \times \dot{U}}}$$

مثال (1): إذا كانت نسبة الإنتاج المعيب في أحد المصانع ٢% سحبت عينة عشوائية من ٤٠ وحدة، احسب احتمال أن يكون ربع حجم العينة على الأكثر من الوحدات المعيبة وبفرض أن توزيع الإنتاج المعيب يتبع توزيع بواسون.

$$\mu$$
ن $=$ ٠,٠٢ × ٤٠ $=$ ψ ٠,٠٢ $=$ ψ

المطلوب: أن
$$\frac{1}{2}$$
 حجم العينة على الأكثر وحدات معيبة ح (س ≤ 1)

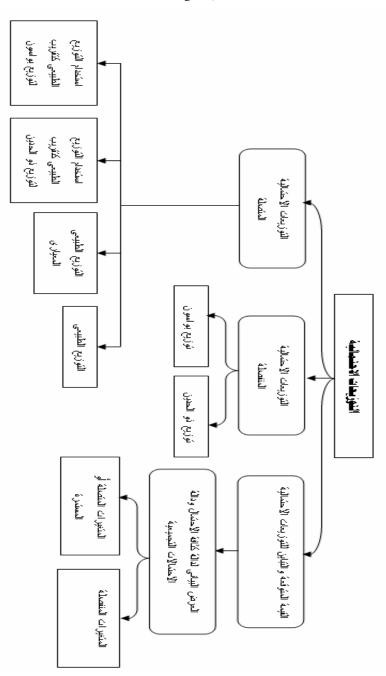
لاحظ أننا لو استخدمنا دالة توزيع بواسون كان علينا أن نحسب:

أما باستخدام دالة التوزيع الطبيعي فإن:

تدریب:

على الطالب إيجاد المطلوب باستخدام دالة توزيع بواسون وسيجد أن الفرق بين الاحتمالين تقريباً (٠,٠٠٠٠) وهذا يؤكد على أهمية استخدام التوزيع الطبيعي كتقريب لتوزيع بواسون.

الخلاصة



تمارين على التوزيعات الاحتمالية

(١) البيانات التالية تمثل عدد أفراد الأسرة في عينة من ٥٠ أسرة:

| ٧ | ٦ | ٥ | ۲ | ٣ | ٤ | ٦ | ٥ | ٣ | ۲ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ٥ | ٥ | ٦ | ۲ | ٥ | ٦ | ٤ | ٣ | ٥ | ٨ |
| ٣ | ٥ | ٨ | ٧ | ٦ | ٤ | ٥ | ۲ | ٤ | ٣ |
| ٣ | ٤ | ٤ | ۲ | ٧ | ٥ | ٦ | ٧ | ۲ | ٣ |
| ٧ | ٦ | ٥ | ٣ | ۲ | ٥ | ٤ | ٣ | ٥ | ٦ |

والمطلوب:

- ١- إعداد التوزيع الاحتمالي للبيانات السابقة.
- ۲- التمثیل البیانی لدالة كثافة الاحتمال ودالة الاحتمالات التجمیعیة
 لهذا التوزیع.
 - ٣- حساب القيمة المتوقعة والتباين لعدد أفراد الأسرة.
- (٢) الجدول التالى يبين توزيع ٣٠ شركة حسب فئات المبيعات الشهرية بالألف جنيه:

| 9٧0 | -7. | - 50 | -٣. | -10 | فئات المبيعات |
|-----|-----|------|-----|-----|---------------|
| ٣ | ٣ | ٧ | 11 | 7 | عدد الشركات |

والمطلوب:

- ١- إعداد التوزيع الاحتمالي للبيانات السابقة.
- ۲- التمثیل البیانی لدالة کثافة الاحتمال ودالة الاحتمالات التجمیعیــة
 لهذا التوزیع.
 - ٣- حساب القيمة المتوقعة والتباين لعدد أفراد الأسرة.

- ٤- حساب احتمال أن تكون مبيعات إحدى الشركات أقل من ٤٥ ألف جنبه.
- ٥- حساب احتمال أن تبلغ مبيعات إحدى الشركات ٦٠ ألف جنيـه على الأقل.
- (٣) الجدول التالى يوضح توزيع ٤٠ دارس حسب الدرجات في إحدى الدورات التدريبية:

| 19. | - ∧• | - - | -0. | -40 | صفر – | فئات الدرجات |
|-----|-------------|--------|-----|-----|-------|--------------|
| ۲ | ٥ | ١٢ | ١. | ٨ | ٣ | عدد الدارسين |

والمطلوب:

- ١- إعداد التوزيع الاحتمالي للبيانات السابقة.
- ٢- التمثيل البياني لدالة كثافة الاحتمال ودالة الاحتمالات التجميعية.
 - ٣- حساب القيمة المتوقعة والتباين لدرجات الدارسين.
 - ٤- حساب احتمال أن يحصل الدارس على درجة أقل من ٥٠.
 - ٥- حساب احتمال أن يحصل الدارس على ٨٠ درجة على الأقل.
- (٤) إذا كانت نسبة الإنتاج المطابق للمواصفات في أحد المصانع ٨٥% فإذا سحبنا عينة من ١٠ وحدات وعلى اعتبار أن توزيع الإنتاج يتبع توزيع ذو الحدين، احسب ما يلي:
 - ١- احتمال أن نجد بالعينة ٣ وحدات مطابقة للمواصفات.
 - ٢- احتمال أن نجد بالعينة أقل من ٣ وحدات مطابقة للمواصفات.
- ٣- احتمال أن نجد أن بالعينة ٣ وحدات على الأقل مطابقة للمواصفات.
- ٤- احتمال أن نجد بالعينة ٤ وحدات على الأكثر مطابقة للمواصفات.
 - ٥- القيمة المتوقعة لعدد الوحدات المطابقة للمواصفات في العينة.

- ٦- الانحراف المعيارى لعدد الوحدات المطابقة للمواصفات فى العينة.
- (٥) سحبت ١٠٠٠ عينة من إنتاج أحد المصانع وكل عينة مكونة من ٤ وحدات وتم اختبار هذه العينات فتبين أن توزيعها وفقاً لعدد الوحدات السليمة في العينة كما يلي:

| المجموع | ٤ | ٣ | ۲ | ١ | صفر | عدد الوحدات السليمة |
|---------|-----|-----|-----|----|-----|---------------------|
| 1 | ٣١. | ٤٨. | ١٢. | ٦. | ٣. | عدد العينات |

فإذا علمت أن توزيع الوحدات السليمة في العينات يتبع توزيع ذو الحدين، احسب ما يلي:

- ١- إجمالي عدد الوحدات السليمة في العينات المسحوبة.
 - ٢- الوسط الحسابي لعدد الوحدات السليمة في العينة.
 - ٣- احتمال وجود وحدة سليمة في أي عينة.
 - ٤- إذا اخترنا إحدى العينات، احسب ما يلي:
- ١/٤ احتمال أن يكون بالعينة ٣ وحدات على الأقل سليمة.
 - ٢/٤ احتمال أن يكون بالعينة وحدة على الأقل سليمة.
 - ٣/٤ القيمة المتوقعة لعدد الوحدات السليمة في العينة.
- ٤/٤ الانحراف المعيارى لعدد الوحدات السليمة في العينة.
- (٦) فى دراسة عن دخل الفرد فى إحدى المدن تم اختيار عينة عشوائية من ١٠٠٠ فرد تبين منها أن متوسط الدخل الشهرى للفرد ٤٠٠ جنيه بانحراف معيارى ١٠٠٠ جنيه. فإذا علمت أن الدخل يتبع التوزيع الطبيعى، احسب ما يلى:
- ۱- احتمال أن يبلغ الدخل الشهرى لأحد الأفراد ٦٠٠ جنيه على الأقل.

- ۲- احتمال أن يتراوح الدخل الشهرى لأحد الأفراد بين ٤٠٠ جنيه،
 ٢- احتمال أن يتراوح الدخل الشهرى لأحد الأفراد بين ٤٠٠ جنيه،
- ٣- عدد الأفراد الذين يبلغ دخلهم ٥٥٠ جنيه على الأكثر من بين
 أفراد العبنة.
 - ٤- عدد الأفراد الذين يتراوح دخلهم بين ٣٠٠ جنيه، ٣٥٠ جنيه.
- ٥- الدخل الشهرى الذى يبلغه أو يقل عنه دخـل ٧٠% مـن عـدد الأفر اد بالعينة.
 - ٦- الدخل الذي يزيد عنه دخل ٤٠% من عدد الأفراد بالعينة.
- (۷) فى دراسة عن رأس المال العامل فى الشركات الصناعية بمدينة العاشر من رمضان تبين أن متوسط رأس المال ٥٠٠ مليون جنيه بانحراف معيارى ٢٠٠ مليون جنيه، فإذا علمت أن توزيع رأس المال العامل قريب جداً من التوزيع الطبيعى احسب ما يلى:
- ۱- احتمال أن يبلغ رأس مال إحدى الشركات ٧٥٠ مليون جنيه على
 الأقل.
- ۲- احتمال أن يتراوح رأس مال إحدى الشركات بين ۲۰۰ مليون،
 ۸۰ مليون جنيه.
- ٣- إذا اخترنا ١٠٠ شركة من بين هذه الشركات فما هـ و عـ دد الشركات التى يبلغ رأس مالها ٦٥٠ مليون جنيه على الأكثر من بين هذه الشركات.
- 3- إذا اخترنا ١٠ شركات من هذه الشركات فما هـو احتمـال أن يتراوح إجمالي رأس مالها بين ٢٠٠٠ مليـون، ٢٠٠٠ مليـون جنيه.
- حدد قیمة رأس المال الذی یزید عنه رأس مال ۷۰% من عدد الشرکات.

- 7- حدد قيمة رأس المال الذي يقل عنه رأس مال ٣٥% من عدد الشركات.
- (A) إذا علمت أن نسبة الإنتاج التالف في أحد المصانع تبلغ ٣% فإذا سحبنا عينة من ١٠ وحدات من إنتاج المصنع وكان الإنتاج التالف يتبع توزيع بواسون، احسب ما يلي:
 - ١- احتمال أن يكون بالعينة وحدتين على الأكثر تالفة.
 - ٢- احتمال أن يكون بالعينة ٤ وحدات على الأقل تالفة.
- (٩) سحبت ٥٠٠ عينة من إنتاج أحد المصانع وكل عينة مكونة من ٥ وحدات وتم اختبار هذه العينات فوجد أن توزيعها وفقاً لعدد الوحدات المعيبة في كل عينة كما يلي:

| المجموع | ٥ | ٤ | ٣ | ۲ | ١ | صفر | عدد الوحدات المعيبة |
|---------|---|---|----|----|---|-----|---------------------|
| ٥., | ٣ | ٧ | ١. | ٣. | ١ | ٣٥. | عدد العينات |

المطلوب:

- ١- حساب إجمالي عدد الوحدات المعيبة في كل العينات.
- ٢- حساب متوسط عدد الوحدات المعيبة والانحراف المعيارى لعدد الوحدات المعيبة بالعينة.
 - ٣- حساب احتمال إنتاج وحدة معيبة في هذا المصنع.
- ٤- إذا اخترنا عينة من إنتاج المصنع وكان توزيع الوحدات المعيبة يتبع توزيع بواسون، احسب ما يلى:
 - ١/٤ احتمال أن يكون بالعينة وحدتين على الأكثر معيبة.
 - ٢/٤ احتمال أن يكون بالعينة وحدة على الأقل معيبة.
 - ٣/٤ التوقع الرياضي والتباين لعدد الوحدات المعيبة بالعينة.

- (۱۰) إذا علمت أنه من واقع سجلات الكلية تبين أن احتمال أن يحصل الطالب على بكالوريوس التجارة في أربع سنوات يبلغ ٠٠,٨٠، فإذا اخترنا عينة من ١٠٠ طالب من الملتحقين بالكلية هذا العام وكان توزيع الطلاب يتبع توزيع ذو الحدين، احسب ما يلي:
- ۱- احتمال أن يحصل ۷۰ طالب على الأكثر على بكالوريوس
 التجارة في أربع سنوات.
- ٢- احتمال أن يحصل ٤٥ طالب على الأقل على بكالوريوس
 التجارة في أربع سنوات.
- ٣- القيمة المتوقعة والتباين لعدد الطلاب الذين يحصلون على
 بكالوريوس التجارة في أربع سنوات في هذه العينة.
- ٤- احتمال أن يتراوح عدد الذين يحصلون على بكالوريوس التجارة
 في أربع سنوات في هذه العينة بين ٦٥، ٨٥ طالب.
- هل الاحتمالات السابقة حقيقية أم تقريبية ولماذا؟ وما هو الإجراء اللازم لتصحيحها إن كانت تقريبية؟
- (۱۱) إذا كان احتمال وجود أخطاء في إحدى صفحات كتاب الإحصاء كلا كان احتمال وجود أخطاء في إحدى صفحات كتاب الإحصاء يحتوى على ٥٠٠ صفحة وأن توزيع الأخطاء يتبع توزيع بواسون، احسب ما يلي:
 - ١- احتمال وجود أخطاء في ٣٠٠ صفحة على الأقل.
 - ٢- احتمال وجود أخطاء في ٢٥٠ صفحة على الأكثر.
- ۳- احتمال أن تتراوح عدد الصفحات التي بها أخطاء بين ٣٥٠،
 ٥٠ عصفحة.
 - ٤- القيمة المتوقعة والتباين لعدد الصفحات التي بها أخطاء بالكتاب.

الباب السابع نظرية العينات SAMPLING THEORY

الفصل الأول: المعاينة العشوائية

الفصل الثانى: نظرية التقديرات – تقدير معالم مجتمع Estimation Theory

أولاً: تقدير متوسط مجتمع (μ) من خلال متوسط عينة (\overline{w}) ثانياً: تقدير نسبة حدث في مجتمع (b) من خلال نسبة حدث في العينة (\hat{b}) .

ثالثاً: تقدیر فترة ثقة للفرق بین متوسطی مجتمعین $(\mu - \mu)$ رابعاً: تقدیر فترة ثقة للفرق بین نسبتی حدث فی مجتمعین (U, -U).

الأهداف السلوكية:

بعد دراسة موضوع هذا الباب يجب أن يكون الدارس قادراً على:

١- تحديد حجم العينة ومعرفة المعايير التي تحكم عملية تحديد حجم العينة.

٢ - معرفة نظرية النهاية المركزية.

٣- تقدير معالم المجتمع إما بنقطة أو بفترة ثقة.

٤- أن يتعرف على توزيع (ت).

العناصر:

[1] الفصل الأول: المعاينة العشوائية:

١- بعض التعاريف والمصطلحات

١/١ المجتمع.

٢/١ طريقة المعاينة

١/٦ وحدة المعاينة

١/٤ الإطار

١/٥ خطأ التحيز.

1/1 الخطأ العشوائي أو خطأ الصدفة أو خطأ العينة.

٢- تحديد حجم العينة

١/٢ درجة تجانس مفردات العينة.

٢/٢ درجة الدقة المطلوبة في التقدير.

٣/٢ درجة الثقة أو مستوى الثقة في التقدير الذي نحصل عليه من العينة.
 ٣- نظرية النهاية المركزية.

[٢] الفصل الثاني: نظرية التقديرات - تقدير معالم مجتمع.

 $(\overline{\boldsymbol{\omega}})$ من خلال متوسط عینه (μ) من خلال متوسط عینه

 (σ) بمعلومية الانحراف المعيارى للمجتمع (μ) بمعلومية الانحراف المعيارى المجتمع (σ)

(ع) بمعلومية الانحراف المعيارى للعينة (μ) بمعلومية الانحراف المعيارى العينة (ع)

٣/١ حجم العينة اللازم لتقدير متوسط المجتمع (μ).

 $^{\wedge}$ تقدیر نسبة حدث فی مجتمع (ل) من خلال نسبة حدث فی العینة $^{\wedge}$

1/٢ إذا كان المجتمع غير محدود أو السحب مع الإحلال.

٢/٢ إذا كان المجتمع محدود أو السحب بدون إحلال.

٣/٢ حجم العينة اللازم لتقدير نسبة حدث في المجتمع (ل)

 $- \pi$ تقدير فترة ثقة للفرق بين متوسطى مجتمعين $(\mu - \mu)$.

التباین للمجتمعین $^{7}_{7}$ معلومین.

٣/٢ التباين للمجتمعين مجهولين.

3 - تقدیر فترة ثقة للفرق بین نسبتی حدث فی مجتمعین ($(b_1 - b_2)$.

[٣] الخلاصة.

[٤] تمارين على الباب السابع.

الفصل الأول

المعاينة العشوائية

RANDOM SAMPLING

تعتمد معظم الدراسات في كافة مجالات الحياة الاقتصادية والسياسية والاجتماعية على أسلوب العينة بدلاً من أسلوب الحصر الشامل، حيث لا يمنع استخدام أسلوب العينة من التوصل إلى حقائق كثيرة عن المجتمع الذي سحبت منه العينة وذلك من خلال تحليل نتائج العينة.

وقد يتبادر إلى الذهن أن أسلوب العينة اقل كفاءة من أسلوب الحصر الشامل إلا أن ذلك عكس الحقيقة، فأسلوب العينة يحقق نتائج أكثر دقة وكفاءة من النتائج التي تتحقق باستخدام أسلوب الحصر الشامل.

و لاشك أن دراسة أية ظاهرة يستلزم الإلمام بمبادئ نظرية العينات وخاصة المتعلقة بنوع العينة الواجب استخدامها والأدوات الإحصائية المناسبة للاستخدام.

وهناك بعض التعاريف والمصطلحات التي يتطلب الأمر الإلمام بها قبل دارسة موضوع العينات.

المجتمع Population:

والمجتمع يقصد به إحصائيا جميع المشاهدات المشاهدات الممكنة عن متغير ما، أو مجموعة المفردات التي تجمعها صفات أو خصائص معينة.

والمجتمع قد يكون محدود Finite إذا أمكن حصر وتحديد جميع مفرداته مثل عدد طلبة الكلية، عدد السيارات التي تنتجها شركة النصر، عدد المنازل، عدد الفنادق،....

أو يكون مجتمع غير محدود Infinite أى لا يمكن حصر أو تحديد جميع مفرداته مثل عدد طيور أو عدد الأسماك أو عدد الحيوانات أو...

العينة Sample

وهى جزء من المجتمع يتم اختيارها بطريقة معينة بغرض دراسة خصائص المجتمع، وهناك أنواع عديدة من العينات ولا يتسع المجال لتناولها.

طريقة المعاينة Sampling Method

ويقصد بها الطريقة التي تستخدم في اختيار مفردات العينة، وكذلك الطريقة أو الأسلوب المتبع في حساب معالم العينة.

وحدة المعاينة Sampling Unit

ويقصد بها المفردة التي نسجل عنها البيانات الخاصة بالظاهرة محل الدارسة، ومجموع هذه الوحدات (المفردات) تمثل المجتمع المطلوب دراسته، وقد تكون وحدة المعاينة الأسرة أو الفرد أو المنشأة أو الفدان أو

الإطار Frame

وهو عبارة عن قائمة تضم جميع مفردات المجتمع وطريقة الوصول إلى كل مفردة، فإذا كانت وحدة المعاينة هي الأسرة مثلاً، فإن الإطار عبارة عن قائمة تضم كافة الأسر في المجتمع وعناوينها، وقد

يكون الإطار عبارة عن سجلات أو دفاتر معدة لأغراض أخرى مثل دليل التليفون أو سجلات المواليد أو الوفيات بمكاتب الصحة، ومعنى ذلك أن الإطار عبارة عن المصدر الذي تؤخذ منه العينة، ويجب أن تتوافر شروط معينة في الإطار حتى يكون صالحاً للاستخدام كأن يكون محتوياً على جميع مفردات المجتمع وان يكون حديثاً بقدر الإمكان لضمان شموله لكافة المفردات، كما يجب أن يكون به وسيلة للتعرف على مكان وحدات المجتمع.

خطأ التحيز Bias Error

وهذا الخطأ ينتج أثناء جمع البيانات سواء بأسلوب الحصر الشامل أو بأسلوب العينة، ويرجع هذا الخطأ في أغلبه إلى قصور القائمين بعملية جمع البيانات (الباحثين) عن إتباع القواعد الإحصائية السلمية أثناء عملية الجمع أو التحليل.

ولكى نفهم المقصود بخطأ التحيز نضرب مثالاً مبسطاً بمجتمع عدد أفراده يساوى ١٠ ولحساب متوسط عمر الفرد فى المجتمع (μ) تحصر أعمارهم من خلال شهادات الميلاد فوجد أن متوسط العمر ٥٢ سنة، وبفرض انه تم سؤالهم عن أعمارهم شفوياً فأعطوا أعمارا تقريبية تبين من خلالها أن متوسط العمر ٢٤ سنة مثلاً أو ٢٧ سنة، فإن هذا الاختلاف (بالنقص أو بالزيادة) يعرف بخطأ التحيز.

الخطأ العشوائي أو خطأ الصدفة أو خطأ العينة

Random Error

وهو ينشأ بسبب استخدام أسلوب العينة وهو عبارة عن الفرق بين التقدير من خلال العينة والقيمة الحقيقية في المجتمع.

فى المثال السابق بفرض أن الأعمار الحقيقية لأفراد المجتمع (العشرة) كانت كما يلى:

۲۰ ۲۹ ۲۵ ۳۰ ۲۸ ۲۵ ۲۶ ۲۲ ۲۱ ومن ثم فإن متوسط العمر في المجتمع μ

فإذا اخترنا عينة من مفردين تم سحبهما بطريقة عشوائية وبفرض أنهما: الأولى والثانية فإن متوسط العمر $\frac{1}{m}$

التاسعة و العاشرة فإن متوسط العمر $\overline{m} = 75.0$

الثانية والرابعة فإن المتوسط س = ٢٥ وكذلك الثالثة والسادسة.

ويلاحظ أن هناك تفاوتاً بين متوسط العينة الأولى والثانية عن متوسط المجتمع وهو ما يعرف بالخطأ العشوائى أو خطأ الصدفة، مع ملاحظة أنه من الممكن أن يكون متوسط العينة مساوياً لمتوسط المجتمع مثل العينة الثالثة والرابعة، وأنه كلما زاد حجم العينة قل الخطأ العشوائى، فلو أننا اخترنا عينة من ٤ مفردات مثلاً وكانت هى الأربعة الأولى فإن متوسط العمر = ٢٣,٢٥ سنة فإذا أضفنا المفردة الخامسة ارتفع متوسط العمر إلى ٢٣,٦٠ سنة، وبالمثل لو أضفنا المفردة السادسة ارتفع متوسط العمر إلى ٢٤,٣٠ سنة وهكذا بزيادة حجم العينة يقترب المتوسط من متوسط المجتمع ٢٥ سنة.

وهناك عوامل تؤثر في قيمة الخطأ العشوائي مثل حجم العينة وتباين المجتمع وطريقة اختيار مفردات المجتمع.

تحديد حجم العينة Sampling Size Determination

من الأمور الهامة جداً لأى باحث تحديد حجم العينة لما لذلك من تأثير كبير على دقة النتائج التي نتوصل إليها، فكما سبق أن أشرنا فإنه

كلما زاد حجم العينة كلما اقتربت تقديرات العينة من المعالم الحقيقية للمجتمع، مع التأكيد على أن هذه الدقة المنشودة يقابلها ارتفاع في التكلفة وزيادة في الجهد والوقت المطلوب لجمع وفحص مفردات العينة وتحليل نتائجها.

و لا ننسى أن صغر حجم العينة يعنى أنها لا تمثل المجتمع بدرجة كافية مما يترتب عليه انخفاض درجة الدقة في التقديرات.

وهناك مجموعة من المعايير التي تحكم عملية تحديد حجم العينة وهي:

1- درجة تجانس مفردات العينة Degree of Homogeneity

فكلما كانت مفردات المجتمع متجانسة أى أقل تشتتاً كلما أمكن تخفيض حجم العينة، أما إذا كان تشتت المجتمع كبيراً استلزم الأمر زيادة حجم العينة حتى نضمن تمثيل خصائص المجتمع، ومن ثم فإن هناك علاقة طردية بين تباين المجتمع (δ) وحجم العينة (ن).

Pegree of Precision درجة الدقة المطلوبة في التقدير - ٢

كلما كانت الرغبة في تحقيق تقديرات ذات دقة عالية كلما كان من الضروري زيادة حجم العينة والعكس صحيح، ودرجة الدقة Precision يقصد بها أقصى فرق مطلق بين التقدير في العينة (\overline{w}) والقيمة الحقيقية للمجتمع (μ) أي $|\overline{w}-\mu|$ وذلك في توزيع المعاينة للوسط الحسابي. $-\pi$ درجة الثقة أو مستوى الثقة في التقدير الذي نحصل عليه من العينة:

سواء كنا نستخدم العينة لتقدير متوسط المجتمع (µ) أو نسبة حدث في المجتمع (ل) فإن هذا التقدير لابد أن يكون بدرجة ثقة معينة وقد جرت العادة على استخدام درجات ثقة ٩٠%، ٩٥%، ٩٩% وهي التي يقابلها

درجات معيارية (ى): ١,٦٥، ١,٩٦، على الترتيب وإن كانت النسبة الأولى أقل استخداماً من النسبتين الأخيرتين. وفي ضوء المعايير الثلاثة السابقة يمكن وضع صيغة رياضية لحجم العينة سواء كان هدفنا استخدامها لحساب متوسط المجتمع (لم) أو استخدامها في حساب نسبة حدث في المجتمع (ل)، كما سنبين لاحقاً.

Sampling with Replacement المعاينة مع الإحلال

ويقصد بها الأسلوب المتبع في عملية سحب مفردات العينة حيث يتم السحب مفردة مفردة على أن تعاد المفردة بعد تسجيل بياناتها مرة أخرى إلى المجتمع ، ويتم خلطها جيداً مع باقى المفردات قبل السحب مرة تالية وهكذا ، وهذا يعنى أن أن المفردة يمكن أن يتم اختيارها أكثر من مرة ومن ثم فإن احتمال سحب أي مفردة من مجتمع عدد مفرداته (ن) = $\frac{1}{0}$

المعاينة بدون الإحلال Sampling without Replacement

وتتلخص في أن المفردة التي يتم سحبها من المجتمع لا تعاد مرة أخرى إلى المجتمع وبالتالي فإن احتمالات السحب تختلف من مفردة لأخرى لأن احتمال سحب المفردة الأولى = $\frac{1}{0}$ واحتمال سحب المفردة الثانية =

و المفردة الثالثة =
$$\frac{1}{1-1}$$
 و هكذا

توزيع المعاينة Sampling Distribution

يختلف عدد العينات التي يمكن سحبها من المجتمع باختلاف طريقة السحب هل هي بدون إحلال أم مع الإحلال.

۱- عدد العینات التی یمکن سحبها من مجتمع فی حالة السحب بدون
 إحلال = ³⁰قن حیث (۵ حجم المجتمع) ن حجم العینة.

فإذا كان حجم المجتمع (٢٠٠٠)، وحجم العينة المطلوب سحبها ن -٢ فإن عدد العينات التي يمكن سحبها بدون إحلال

عینة
$$= \frac{1 \times 1}{1 \times 1} = \frac{1 \times 1}{1 \times 1}$$
 عینة =

٢- عدد العينات التي يمكن سحبها من مجتمع في حالة السحب مع الإحلال = ن

فى الحالة السابقة فان عدد العينات التى يمكن سحبها مع الإحلال = = ٢١٠٠ عينة

فإذا قمنا بحساب مقياس إحصائى معين مثل الوسط الحسابى أو التباين أو نسبة حدث لنتج عدداً من هذه الإحصاءات يساوى عدد العينات التى يمكن سحبها من المجتمع مع ملاحظة أن الوسط الحسابى (مثلاً) يختلف من عينة، لأخرى، على الرغم من تساوى عدد مفردات كل عينة وذلك لاختلاف تركيب كل عينة، فإذا تم تحويل هذه الأوساط الحسابية إلى توزيع تكرارى لنتج ما يعرف بتوزيع المعاينة للوسط الحسابى، كذلك بالنسبة للتباين هناك توزيع معاينة للتباين وبالمثل يوجد توزيع معاينة للنسب.

وهذه التوزيعات لها خصائص إحصائية هامة جداً وهى الأسس التى تقوم عليها نظرية النهاية المركزية.

نظرية النهاية المركزية وهذه النظرية تقضى بما يلى:

 $1-\frac{1}{4}$ المتغير عشوائى يتبع توزيع طبيعى توقعه μ وتباينه $1-\frac{1}{4}$ فإن المتغير العشوائى $1-\frac{1}{4}$ (أى متوسطات العينات) الناتج من توزيع المعاينة يكون له أيضاً توزيع طبيعى توقعه μ وتباينه $\frac{\delta}{1-\frac{1}{4}}$ إذا كان المجتمع غير محدود أو المعاينة مع الإحلال.

أما إذا كان المجتمع محدود أو المعاينة بدون إحلال فان تباينه يصبح $\frac{7}{3} \times \frac{7}{3}$ سواء كان حجم العينة صغيراً أم كبيراً.

والمقدار $\frac{v-v}{v}$ يسمى معامل تصحيح المجتمعات المحدودة وقيمته = 1 v-v المجتمعات غير المحدودة وإذا كان حجم العينة في المجتمعات المحدودة (ن) أقل من 0 من حجم المجتمع (v) فإننا نهمل هذا المعامل.

7- إذا كان (س) متغير عشوائى غير معلوم توزيعه الاحتمالى أو له توزيع احتمالى يختلف عن التوزيع الطبيعى (ذو الحدين – بواسون – ..) فإن المتغير العشوائى (\overline{w}) الناتج عن توزيع المعاينة يكون له توزيع طبيعى توقعه μ وتباينه $\frac{\delta}{v}$ إذا كان المجتمع غير محدود أو السحب يتم مع الإحلال أو تباينه $\frac{\delta}{v} \times \frac{v-v}{v-v}$ إذا كان المجتمع

محدود أو السحب يتم بدون إحلال بشرط أن يكون حجم العينة كبيراً (ن $\geq ...$).

- توزیع النسب المحسوبة من جمیع العینات العشوائیة $\frac{1}{U}$ یکون قریباً من التوزیع الطبیعی توقعه ل و تباینه $\frac{U(1-U)}{U}$ بشرط أن تکون النسبة فی المجتمع (ل) تتر او ح بین 0% ، 0% بمعنی ألا تقل 0% و لا تزید عن 0% (0% 0%).

أما إذا كانت النسبة في المجتمع أقل من ٥% أو أكبر من ٩٥% فإن توزيع المعاينة للنسب \hat{U} يقترب من التوزيع الطبيعي بشرط أن يكون حجم العينة كبيراً (ن \geq ٠٣) و أن يكون توزيع المتغير العشوائي (س) في المجتمع يتبع توزيع ذو الحدين.

- 3- لكى تتم الاستفادة من خصائص التوزيع الطبيعى، كما سبق واشرنا كلاد أن نحول قيم المتغير العشوائى (س) أو (\overline{U}) أو (\overline{U}) إلى قيم معيارية (3) كما يلى:

 μ إذا كان (\overline{w}) متغير عشوائي يتبع توزيع طبيعي توقعه (\overline{w})

$$\frac{\mu - \overline{\omega}}{\frac{\delta}{\sqrt{|\zeta|}}} = \omega : \frac{\delta}{\zeta}$$
 فإن

إذا كان المجتمع غير محدود أو السحب مع الإحلال

$$\frac{\mu - \overline{\omega}}{\omega} = \omega = \frac{1}{\omega - \omega}$$

$$\frac{\delta}{\sqrt{\omega}} \times \frac{\delta}{\omega}$$

إذا كان المجتمع محدود أو السحب بدون إحلال ونسبة العينة إلى

$$\frac{\dot{}}{}$$
 المجتمع $\frac{\dot{}}{}$

- ۳) إذا كان (\overline{w}) متغير عشوائى غير معلوم توزيعه الاحتمالى أو يتبع توزيع احت مالى غير التوزيع الطبيعى فإن (\overline{w}) تقترب من التوزيع الطبيعى طالما كان حجم العينة كبيراً $(v \ge v^*)$ ويتم استخدام القيمة المعيارية $(v \ge v^*)$ كما فى الحالة السابقة $(v \ge v^*)$
- 3) إذا كان (\hat{U}) متغير عشوائى يتبع توزيع طبيعى توقعه ل وتباينه $\frac{U(1-U)}{U(1-U)}$ (المجتمع غير المحدود) فإن:

$$v_{ij} = \frac{\hat{U} - \hat{U}}{\frac{U - \hat{U}}{\hat{U}}} = v_{ij}$$

فإذا كانت ل>0, وأو>0, فإننا نستخدم نفس القيمة المعيارية بشرط أن يكون حجم العينة كبيراً (ن>0)

أما إذا كان المجتمع محدود فإن:

$$v, vo \leq \frac{\dot{v}}{v}$$
 بشرط أن $\frac{\dot{v}}{v} \geq 0$ بشرط أن $\frac{\dot{v}}{v} \geq 0$

هام جدا:

- 1- لاحظ أننا في كل الحالات السابقة كان هناك شرطاً أساسياً أن يكون حجم العينة كبيراً (ن ≥ 0.7) ولكن ما هو الحل إذا كانت (ن ≥ 0.7) في هذه الحالة فإننا لا نستطيع استخدام دالة التوزيع الطبيعي بل نلجأ إلى توزيع آخر يسمى توزيع ت L- Distribution حيث تتحول قيم المتغير العشوائي (س أو $\frac{1}{100}$) إلى قيمة معيارية ت كما سنبين فيما بعد.
- ۲- الانحراف المعيارى للتباينات السابقة يعرف بالخطأ العشوائى
 خ(س) Random Error.

مثال(۱): إذا كان وزن الطالب في كلية التجارة يتبع توزيعاً طبيعياً بمتوسط ٦٥ كجم وانحراف معياري ١٠كجم، سحبت عينة من ٢٥ طالب فما هو احتمال أن يكون متوسط الوزن فيما أقل من ٦٨ كجم.

الحصل
$$10=0$$
 $10=0$ $10=0$ $10=0$ $10=0$ المطلوب أن ح (\sqrt{m})

حیث أن س تتبع توزیعاً طبیعیاً فإن \overline{w} سوف تتبع التوزیع الطبیعی ومن ثم یمکن استخدام دالة التوزیع الطبیعی فی تحویل \overline{w} إلی ی حیث:

$$\frac{\mu - \overline{\omega}}{\delta} > c = (\pi \overline{\omega})$$

$$\cdot,9777 = (1,0 > G) = \left(\frac{70-71}{1} > G\right) = 5$$

لاحظ أن حجم المجتمع (ن) غير معلوم ولذلك تم التعامل على أساس انه مجتمع غير محدود.

مثال (۲): إذا كان متوسط إنتاج الفدان من الـذرة ۲۸ أردب بـانحراف معيارى ۱۰ أردب. اختيرت عينة عشوائية من ۱۰۰ فـدان، فمـا هـو احتمال أن يتراوح متوسط إنتاج الفدان بين ۲۰، ۳۰ أردب.

الحـــل

لم يتحدد التوزيع الاحتمالي لإنتاج الفدان من الذرة في المجتمع وحيث أن حجم العينة > 70 فانه يمكن استخدام دالة التوزيع الطبيعي على أساس أن $\frac{1}{100}$ سوف تتبع توزيع طبيعي.

$$(\pi \cdot \geq \overline{\omega} \geq 70) = 1 \cdot \cdot = \delta \quad 7\Lambda = \overline{\omega}$$

$$(\pi \cdot \geq \overline{\omega} \geq 7\Lambda = 0) = 0$$

$$(\pi \cdot \overline{\omega} \geq 2 \leq \frac{7\Lambda - 70}{1 \cdot 1 \cdot 1} = 0$$

$$(\pi \cdot \overline{\omega} \geq 2 \leq 70) = 0$$

$$(\pi \cdot \overline{\omega} \geq 2 \leq 70) = 0$$

$$(\pi \cdot \overline{\omega} \geq 2 \leq 70) = 0$$

مثال (٣): إذا كانت أطوال الطلبة في كلية التجارة تتبع توزيعاً طبيعياً بمتوسط ١٦٥ سم وانحراف معياري ١٠سم فإذا كان عدد طلاب الكلية ٢٠ ألف طالب تم تقسيمهم إلى ١٠٠٠ عينة كل عينة ٢٠ طالب. احسب عدد العينات التي يقل متوسط طول الطالب فيها عن ١٧٠ سم، وعدد العينات التي يتراوح متوسط طول الطالب فيها بين ١٦٠سم، ١٧٥سم.

الحسل

$$10 = \delta$$
 $170 = \mu$ $7... = 0$

عدد العينات التي يقل متوسط طول الطالب فيها عن ١٧٠ سم.

لحساب عدد العينات نحسب أو لا الاحتمال:

$$\frac{170 - 17}{10} > G$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

$$= (170 - 17)$$

ن. عدد العينات التي يقل متوسط طول الطالب فيها عن 1۷۰ سم ... عدد العينات 977 = 971,9 = 971

عدد العينات التي يتراوح متوسط طول الطالب فيها بين ١٦٠، ١٧٥ سم:

$$= \sigma \left(1, 2, 1 \le \omega \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

$$= \sigma \left(2, 2 \le 1, 2 \right)$$

.. عدد العينات التي يتراوح متوسط طول الطالب فيها بين 1.7.1سم ، $1.00 \times 1.00 \times 1.00$ سم = $1.00 \times 1.00 \times 1.00$

لاحظ أننا أهملنا ضرب الخطأ العشوائي $\frac{\delta}{\sqrt{\dot{f U}}}$ في معامل التصحيح

ن – ن للمجتمعات المحدودة $\frac{v - v}{v}$ لأن نسبة العينة إلى المجتمع أقل من v - v.

مثال (٤): تم إجراء اختبار على ١٠٠٠ عبوة من إنتاج احد مصانع تعبئة الشاى فى احد شهور السنة فتبين أن متوسط وزن العبوة ٢٥,٣ جرام بانحراف معيارى ٣,٨ جرام، فإذا اخترنا عينة من١٠٠ عبوة احسب ما يلى:

١- احتمال ألا يزيد متوسط وزن العبوة في العينة عن ٢٦ جرام.

۲- احتمال أن يتراوح مجموع أوزان هذه العبوات المائة بين ۲٤٠٠
 جرام، ۲٦٠٠ جرام.

٣- احتمال أن يبلغ مجموع أوزان هذه العبوات أكثر من ٢٧٠٠ جرام.

$$r, \lambda = \delta$$
 $ro, r = \mu$ $ro, r = \omega$

التوزيع الاحتمالي للمجتمع غير معلوم، ن> 70 .. يمكن استخدام التوزيع الطبيعي مع استخدام معامل التصحيح لأن نسبة العينة إلى المجتمع أكبر من (0,10)

١- احتمال ألا يزيد متوسط وزن العبوة في العينة عن ٢٦ جرام.

•
$$> 0.94$$
 = $(1.95 \ge 0.09) =$

۲ - احتمال أن يتراوح مجموع أوزان هذه العبوات بين ۲٤٠٠ جرام ،
 ۲ - ۲ جرام:

نحول مجموع الأوزان إلى متوسط أوزان بالقسمة على حجم العينة.

$$(77 \ge \overline{\omega} \ge 75) = (\frac{77..}{1..} \ge \overline{\omega} \ge \frac{75..}{1..}) =$$

$$= \frac{17 - 7, 07}{177, 0} \ge \omega \ge \frac{17 - 75}{177, 0}$$

$$(1,95 \geq \omega \leq 7,7-) =$$

$$= \tau (3 \le 1.95) - (1.95) =$$

$$= \sigma \left(2 \le 3 , 1 \right) - \left(1 - \sigma \left(2 \le 7, 7 \right) \right) = 0$$

$$[\cdot,999 \land -1] - \cdot,9 \lor \% \land =$$

$$\bullet$$
, 9 \vee \vee 7 = \bullet , \bullet \bullet 7 - \bullet , 9 \vee \vee \wedge =

٣- احتمال أن يزيد مجموع أوزان هذه العبوات عن ٢٧٠٠ جرام:

$$\left(\frac{\text{Yo,m-YV}}{\text{NTI}} < \omega\right) = \left(\text{YV} < \overline{\omega}\right) = \left(\frac{\text{YV..}}{\text{NTI}} < \overline{\omega}\right)$$

$$= \left(\frac{\text{YV..}}{\text{NTI}} < \omega\right) = (5,7) < \omega$$

$$= (2,7) < \omega$$

مثال (٥): ألقيت قطعة نقود ١٥٠ مرة، احسب الاحتمالات التالية:

١- احتمال أن تظهر الصورة فيما لا يزيد على ٤٠% من عدد المرات.

٢- احتمال أن تظهر الصورة ٥٤% ، ٦٥% من عدد المرات.

٣- احتمال أن تظهر الصورة في ٦٠% أو أكثر من عدد المرات.

الحـــل

عملية إلقاء قطعة النقود ١٥٠ مرة تعبر عن عينة من عدد لا نهائى من المرات لمجتمع جميع الرميات.

نسبة المجتمع ل = ٠٠,٥

١ - احتمال أن تظهر الصورة فيما لا يزيد على ٤٠ % من عدد المرات:

$$\frac{J - J}{(J - 1)J} \ge G$$

$$z = (\cdot, \xi \cdot \ge J) z$$

$$\frac{(J - 1)J}{J} \ge G$$

$$z = (\cdot, \xi \cdot \ge J) z = (\cdot, \xi \cdot \ge J) z$$

$$\frac{(J - 1)J}{J} \ge G$$

$$z = (\cdot, \xi \cdot \ge J) z = (\cdot, \xi \cdot \ge J) z$$

$$\frac{(\cdot, \xi \cdot \ge G)}{(\cdot, \xi \cdot \ge G)} z = (\cdot, \xi \cdot \ge J) z$$

$$z = (\cdot, \xi \cdot \ge J) z = (\cdot, \xi \cdot \ge J) z$$

$$z = (\cdot, \xi \cdot \ge J) z = (\cdot, \xi \cdot \ge J) z$$

$$\frac{(\cdot, \xi \cdot \ge G)}{(\cdot, \xi \cdot \ge G)} z = (\cdot, \xi \cdot \ge J) z$$

$$\frac{(\cdot, \xi \cdot \ge G)}{(\cdot, \xi \cdot \ge G)} z = (\cdot, \xi \cdot \ge J) z$$

٢ - احتمال أن تظهر الصورة بين ٥٤%، ٦٥% من عدد المرات:

$$= \sum_{i=1}^{n} (i, \forall i \geq i) = \sum_{i=1}^{n} (i, \forall$$

٣- احتمال أن تظهر الصورة في ٦٠% أو أكثر من عدد المرات:

معامل تصحيح النسبة:

سبق أن أشرنا عند استخدام التوزيع الطبيعى كتقريب لتوزيع ذو الحدين إلى أن الاحتمالات الناتجة عن استخدام دالة التوزيع الطبيعى أقل من تلك المحسوبة وفقاً لدالة توزيع ذو الحدين، ومن ثم كان لزاماً أن نقوم بإجراء تصحيح لطريقة الحساب أطلق عليه تصحيح ياتس حيث تم طرح $(m \geq)$ أو جمع \circ , \bullet $(m \leq)$ من أو إلى m عند حساب القيمة المعيارية \bullet

وبنفس المفهوم، ونظراً لأن توزيع ذو الحدين توزيع منفصل، والتوزيع الطبيعى توزيع متصل فإن معامل التصحيح للنسبة يكون بإضافة أو طرح القيمة $\frac{1}{100}$ حيث (ن) حجم العينة

مثال (٦): المطلوب إعادة حل المثال السابق باستخدام معامل التصحيح للنسبة.

$$\cdot, \cdot \cdot r = \frac{1}{10 \cdot \times r} = \frac{1}{10 \cdot \times r}$$
ن د معامل التصحیح

١ - احتمال أن تظهر الصورة فيما لا يزيد على ٤٠ % من عدد المرات:

٢ - احتمال أن تظهر الصورة بين ٤٥%، ٦٥% من عدد المرات:

$$= \sigma \left(2 \le 7,77 \right) - \sigma \left(2 \le -7,77 \right)$$

$$= \sigma \left(2 \le 7,77 \right) - \left[1 - \sigma \left(2 \le 7,77 \right) \right]$$

$$= \sigma \left(2 \le 7,77 \right) - \left[1 - \sigma \left(2 \le 7,77 \right) \right]$$

$$= \sigma \left(2 \le 7,77 \right) - \left[1 - \sigma \left(2 \le 7,77 \right) \right]$$

 \bullet , $9 \cdot 177 = \bullet$, \bullet $9 \wedge 07 - \bullet$, $9999 \cdot =$

٣ - احتمال أن تظهر الصورة في ٦٠% أو أكثر من عدد المرات:

$$\left(\frac{\cdot, \circ - (\cdot, \cdot, \circ + \cdot, 7 \cdot)}{\cdot, \cdot \xi \cdot 1}\right) \leq \mathcal{G} \leq \left(\frac{\cdot}{\cdot}, 7 \cdot \stackrel{\wedge}{\cup} 4 \leq \right) \leq \left(\frac{\cdot}{\cdot}, 7 \cdot \stackrel{\vee}{\cup} 4 \leq \right) \leq \left(\frac{\cdot}{\cdot}, 7 \cdot \stackrel{\vee}{\cup} 4 \leq \right) \leq \left(\frac{\cdot$$

 $\cdot, \cdot, \cdot, \wedge 9 = \cdot, 99911 - 1 =$

لاحظ أن استخدام معامل التصحيح أدى إلى زيادة قيمة الاحتمال.

الفصل الثاني

نظریة التقدیرات – تقدیر معالم مجتمع Estimation Theory – Estimating a Population Parameters

مقدمة:

لاشك أن الهدف من دراسة العينات هو الوصول إلى بعض الحقائق عن المجتمع الذى سحبت منه العينة، والتقديرات التى يمكن استخلاصها من بيانات العينة كثيرة من أهمها الوسط الحسابى (\overline{w}) ونسبة حدث معين (\hat{U}) ويتم استخدامهما فى تقدير معالم المجتمع المقابلة أى الوسط الحسابى للمجتمع (μ) ونسبة حدث معين فى المجتمع (U).

و لاشك أن هناك احتمال لاختلاف القيم المحسوبة من العينة عن القيم الحقيقية للمجتمع، ويتوقف مقدار هذا الاختلاف على حجم العينة. والارتباط بين مقدار الاختلاف وحجم العينة ارتباطاً عكسياً.

ويتم تقدير معالم المجتمع إما بنقطة أو بفترة ثقة.

Point Estimation التقدير بنقطة

ويعنى أن أى تقدير يتم حسابه من خلال العينة يعتبر ممثلاً للقيمة الحقيقية المناظرة له فى المجتمع، بمعنى أن متوسط العينة (\overline{w}) يعتبر تقديراً لتباين تقديراً لمتوسط المجتمع (μ) ، وكذلك تباين العينة (3^{7}) يعتبر تقديراً لتباين المجتمع (8^{7}) وبالمثل فإن نسبة حدث فى العينة (\hat{b}) تعتبر تقديراً لنسبة الحدث فى المجتمع (b).

التقدير بفترة ثقة Confidence Interval Estimation

لاشك أن اعتبار أن متوسط العينة (\overline{m}) تقدير مناسب لمتوسط المجتمع (μ) أو ما أشرنا إليه بالتقدير بنقطة، يطرح تساؤلاً هاماً فماذا لو سحبنا عينة أخرى بنفس حجم العينة الأولى، وكان لها وسطاً حسابياً مختلفاً عن الوسط الحسابي للعينة الأولى، فأى المتوسطين يعتبر تقديراً مناسباً لمتوسط المجتمع، وبالطبع سيظل التساؤل مطروحاً لو سحبنا العديد من العينات المتساوية وحسبنا من خلالها الوسط الحسابي وكان لدينا المتوسطات: \overline{m}_1 , \overline{m}_2 , \overline{m}_3 , \overline{m}_5 ...، \overline{m}_6 فأى هذه المتوسطات يعتبر تقديراً مناسباً لمتوسط المجتمع (μ).

والإجابة على هذا التساؤل تكمن فى إيجاد حدود أو مدى أو فترة من القيم يمكن أن تقع بداخلها القيمة الحقيقية للمجتمع (μ) فبدلاً من أن نقول أن متوسط المجتمع يساوى قيمة معينة (وفقاً لأسلوب التقدير بنقطة) فإنه من الأفضل أن نقول أن متوسط المجتمع يقع بين قيمتين (حد أدنى وحد أعلى).

والوصول إلى قيمة هذين الحدين يكون من خلال نظرية النهاية المركزية.

أو لاً: تقدير متوسط مجتمع (μ) من خلال متوسط عينة $(\overline{\psi})$:

1 – تقدير متوسط مجتمع (μ) بمعلومية الانحراف المعيارى للمجتمع (δ) : سبق أن أشرنا إلى أنه من خلال نظرية النهاية المركزية فإن القيمة المعيارية (\mathcal{S}) تحسب من خلال العلاقة:

$$\frac{\mu - \overline{\omega}}{\underline{\delta}} = \frac{\mu - \overline{\omega}}{(\overline{\omega})^{\pm}} = \frac{\delta}{(\overline{\omega})^{\pm}}$$

ومن خلال جدول التوزيع الطبيعى المعيارى نجد أن المساحة المحصورة (الاحتمال) بين ى $\geq -1,97$ ، ى $\leq 1,97$ تساوى 90% من المساحة الكلية أسفل المنحنى الطبيعى أى أن ح $(-1,97) \leq 0 \leq 1,97$)= 0,000

$$\alpha - 1 = \left(\frac{\delta}{\frac{\omega}{\gamma}} \ge \frac{\mu - \overline{\omega}}{\frac{\delta}{\frac{\omega}{\gamma}}} \ge \frac{\delta}{\gamma} - \frac{\delta}{\gamma}\right) = \frac{\delta}{\gamma} = \frac{\delta}{\gamma$$

و هذه العلاقة عبارة عن تقدير لمتوسط المجتمع (μ) بفترة ثقة أو درجة

 $\infty - 1$ ثقة

ويكون الحد الأدنى لفترة الثقة لمتوسط المجتمع
$$\overline{w}$$
 - $\frac{\delta}{\sqrt{v}}$ \sqrt{v} والحد الأعلى لفترة الثقة لمتوسط المجتمع \overline{w} + $\frac{\delta}{\sqrt{v}}$ $\times \frac{\delta}{\sqrt{v}}$

ويمكن أن نضع تقدير الوسط الحسابي للمجتمع في الصورة التالية:

$$\frac{\delta}{\dot{\upsilon}} \times \frac{\delta}{\dot{\tau}} \pm \overline{\upsilon} = \mu$$

و هذه العلاقة تكون صحيحة في الحالتين:

- أن يكون المتغير يتبع توزيعاً طبيعياً مهما كان حجم العينة.

- أن يكون المتغير يتبع توزيعاً آخر بشرط أن يكون حجم العينة كبيراً (ن≥٣٠).

٢ - تقدير متوسط المجتمع (µ) بمعلومية الانحراف المعيارى للعينة (ع):

إذا كان انحراف المجتمع (δ) مجهو لا يمكن استخدام الانحراف المعيارى العينة (ع) احساب الخطأ العشوائي لمتوسط العينة حيث:

$$\frac{1}{(\omega - \omega)^{2}} - \frac{1}{(\omega - \omega)^{2}} = \epsilon$$

وهنا لابد أن نفرق بين حالتين:

١- إذا كان حجم العينة كبيراً (ن ٤٠٠)

فإن التوزيع الاحتمالي لمتوسط العينة (\overline{w}) يعتبر توزيع طبيعي ومن ثم نستخدم القيمة المعيارية (z) في تقدير حدى الثقة لمتوسط المجتمع.

$$\frac{2}{\sqrt{\frac{2}{Y}}} \times \frac{2}{\sqrt{\frac{2}{Y}}} = \mu$$

٢ - إذا كان حجم العينة صغيراً (ن < ٣٠):

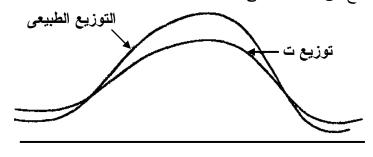
فى هذه الحالة فإن التوزيع الاحتمالى لمتوسط العينة (\overline{w}) سوف يتبع توزيع (\overline{v}) ، ومن ثم نستخدم القيمة المعيارية الجدولية (\overline{v}) بدلاً من القيمة (\overline{v}) لتقدير حدى الثقة لمتوسط المجتمع:

$$\frac{\varepsilon}{\overline{\dot{\upsilon}}} \times_{(\dot{\upsilon}-1)} \times_{(\dot{\upsilon}-1)} = \mu$$

وتجدر الإشارة إلى أن كل العلاقات السابقة لتقدير متوسط المجتمع خاصة بمجتمعات غير محدودة أو أن السحب مع الإحلال، وفي حالة المجتمعات المحدودة أو أن السحب بدون إحلال فإنه يتم ضرب الخطأ العشوائي (المقام) \times معامل التصحيح $\frac{\dot{\mathbf{v}} - \dot{\mathbf{v}}}{\mathbf{v} - 1}$ بشرط أن تكون $\frac{\dot{\mathbf{v}}}{\mathbf{v}}$ \geq 0.00 وبالطبع فإنه من الضروري أن نتعرف على توزيع (ت) بصورة موجزة.

توزیع (ت) Student – t distribution

وهو توزيع احتمالى لمتغير عشوائى متصل يشبه التوزيع الطبيعى حيث أن توزيع (ت) متماثل حول محوره الرأسى إلا أنه أكثر تسطحاً أى تفرطحاً ومن ثم تقع قمته أسفل قمة التوزيع الطبيعى، كما يتضح من الشكل التالى:



ويعتمد شكل توزيع (ت) على حجم العينة (ن) فكلما زاد حجم العينة (ن تقترب من ٣٠) كلما خفت حدة تفرطح المنحنى، وأخذ فى التحدب حتى يقترب من شكل المنحنى الطبيعى، وقد ثبت أن التوزيع الاحتمالى لتوزيع الأوساط الحسابية للعينات الصغيرة، فى حالة عدم معرفة الانحراف المعيارى للمجتمع، له توزيع (ت) بشرط أن تكون المشاهدات الأصلية فى المجتمع لها توزيع طبيعى.

فإذا كان حجم العينة = ٢٥ فإن درجات الحرية = ٢٤ فإذا استخدمنا مستوى معنوية ∞ = 0% مثلاً فإننا نحصل على قيمة $\Sigma_{(27, 0.7, 0.7)}$ من الجدول أمام درجات حرية ٢٤ وتحت مستوى معنوية $\Sigma_{(27, 0.7, 0.7)}$ أو تحت درجة ثقة ٩٧٥,٠٠

ويلاحظ أن قيمة (ت) الجدولية تتناقص بزيادة درجات الحرية المي أن تصل درجات الحرية إلى ∞ نجد أن قيمة (ت) الجدولية تساوى قيمة (∞) الجدولية. والدالة الاحتمالية لهذا التوزيع تأخذ الصورة التالية:

$$\frac{1+\frac{1}{\sqrt{2}}}{\sqrt{2}}\left(\frac{1}{\sqrt{2}} + 1\right) = (\omega)^{2}$$

مثال (۱): أخذت عينة عشوائية حجمها ١٠٠ طالب من الكلية فوجد أن متوسط عمر الطالب ٢٠ سنة، فإذا علمت أن الانحراف المعيارى لعمر الطالب في الكلية ٤ سنوات. المطلوب تقدير متوسط عمر الطالب في الكلية عند مستوى معنوية ٥%

أى أن متوسط عمر الطالب في الكلية يتراوح بين ١٩ سنة و ٣شهور، ٢٠سنة و ٩ شهور (تقريباً) بدرجة ثقة ٩٥%

ومعنى ذلك أننا لو سحبنا ١٠٠ عينة وكل عينة مكونة من ١٠٠ طالب وحسبنا متوسط العمر في كل عينة، وتم تقدير ١٠٠ فترة ثقة باستخدام متوسطات العينات المائة لوجدنا أن متوسط عمر الطالب في الكلية (المجتمع) سيقع في ٩٥ فترة ثقة من هذه الفترات المائة.

مثال (۲): سحبت عينة من ۲۰۰ طالب من طلبة إحدى الكليات العسكرية فوجد أن متوسط طول الطالب في العينة ۱۷۰سم بانحراف معياري ۱۵سم، المطلوب تقدير متوسط طول الطالب في الكلية عند مستوى معنوية ۱%

$$7,0\lambda \pm = \frac{1}{2}\omega$$
 % $1 = \infty$ $10 = \omega$ $1 \times \infty$ $1 \times \infty$ $1 \times \infty$

متوسط طول الطالب في الكلية (
$$\mu$$
) = \overline{w} + ω متوسط طول الطالب في الكلية ω

لاحظنا أننا استخدمنا التوزيع الطبيعي المعياري (ي) لأن ن ≥ ٣٠

$$\frac{10}{\text{T..}} \times \text{T,oh} \pm 1\text{V.} =$$

ن. الحد الأدنى لمتوسط طول الطالب في الكلية

والحد الأعلى لمتوسط طول الطالب في الكلية

أى أن متوسط طول الطالب في الكلية يتراوح بين ١٦٧,٢٦ سم، ١٧٣ سم بدرجة ثقة ٩٩%.

مثال (٣): سحبت عينة عشوائية من ٢٥ شخص من مستخدمي مترو الأنفاق على خط معين، فوجد أن متوسط عدد أيام استخدامهم للمترو ٢٠ يوم شهرياً بانحراف معياري ٧ أيام، المطلوب تقدير متوسط عدد أيام استخدام المترو شهرياً على هذا الخط بدرجة ثقة ٩٥%

الحسار

متوسط عدد أيام الاستخدام (
$$\mu$$
) = $\overline{\omega} \pm \overline{\omega} + \overline{\omega}$

$$\frac{\forall}{\neg \forall \circ } \times \forall, \cdot \exists \, \xi \, \pm \, \forall \cdot =$$

$$Y, A9 \pm Y \cdot =$$

الحد الأدنى لمتوسط عدد أيام استخدام المترو شهرياً

والحد الأعلى لمتوسط عدد أيام استخدام المترو شهرياً

ومعنى ذلك أن متوسط عدد أيام استخدام المترو تتراوح بين ١٧ يوم، ٢٣ يوم شهرياً بدرجة ثقة ٩٥%.

مثال (٤): مصنع لإنتاج اللمبات الكهربائية ينتج ١٠٠٠٠ لمبة فلوريسنت سنوياً تم سحب عينة منها حجمها ٥٠٠ لمبة وتم اختبار ساعات تشغيلها فوجد أن متوسط عمر اللمبة ١٥٠٠ ساعة بانحراف معيارى ٣٠٠ ساعة، ماذا تستتج عن متوسط عمر اللمبة من إنتاج المصنع عند مستوى معنوية ١%

$$\frac{\overline{\upsilon - \upsilon}}{1 - \upsilon} \times \frac{\varepsilon}{\overline{\upsilon}} \times \frac{\varepsilon}{\overline{$$

$$.,9$$
VO $\times \frac{\text{m.}}{\text{YY,TT}} \times \text{Y,OM} \pm \text{IO..} =$

.: الحد الأدنى لمتوسط عمر اللمبة في المصنع = ١٥٠٠ - ٣٣,٧٥

= ١٤٦٦,٢٥ ساعة

والحد الأعلى لمتوسط عمر اللمبة في المصنع = ١٥٠٠ + ٣٣,٧٥

= ١٥٣٣.٧٥ ساعة

أى أن متوسط عمر اللمبة في المصنع يتراوح بين ١٤٦٦ ساعة ، ٥٣٤ ساعة تقريباً بدرجة ثقة ٩٩%

مثال (٥): تم اختيار عينة من رواد أحد المطاعم الشهيرة حجمها ٢٠ فرد فوجد أن متوسط الدخل الشهرى للفرد ٢٧٠٠ جنيه بانحراف معيارى ٥٠٠جنيه، ماذا تستتج عن متوسط الدخل الشهرى للفرد من رواد هذا المطعم عند درجة ثقة ٩٠% علماً بأن عدد رواد المطعم في ذلك اليوم بلغ ٢٥٠ فرد.

v = ... v = ...

 (μ) متوسط الدخل الشهرى للفرد من رواد المطعم

$$\frac{2}{1-\sqrt{2}} \times \frac{2}{\sqrt{2}} \times \frac{2}{\sqrt{2}} \times \frac{2}{\sqrt{2}} = \frac{2}{\sqrt{2}} \times \frac$$

:. الحد الأدنى لمتوسط الدخل الشهرى

والحد الأعلى لمتوسط الدخل الشهرى

أى أن متوسط الدخل الشهرى للفرد من رواد المطعم يتراوح بين ٢٤٧٥، ٢٩٢٥ جنيه شهرياً بدرجة ثقة ٩٥%.

مثال (٦): لدراسة متوسط عدد أفراد الأسرة في إحدى المدن تم اختيار عينة من ١٠٠ أسرة فوجد أن متوسط عدد أفراد الأسرة ٥ أفراد بانحراف معياري ٣ أفراد ماذا تستتج عن متوسط عدد أفراد الأسرة في هذه المدينة عند درجة ثقة ٩٩%

الحسل

$$\nabla \cdot \cdot \cdot \cdot = \infty \quad \exists \quad \nabla \cdot \cdot \cdot \cdot = \infty$$

$$\nabla \cdot \cdot \cdot \cdot = \nabla \quad \nabla \cdot \cdot = \nabla \quad \nabla \cdot \cdot \cdot = \nabla \quad \nabla \cdot = \nabla \quad \nabla \cdot \cdot = \nabla \quad \nabla = \nabla \quad \nabla \cdot = \nabla \quad \nabla = \nabla \quad = \nabla$$

انحراف المجتمع غير معلوم، ن ≥ ٣٠٠ ∴ نستخدم توزيع ي

متوسط عدد أفراد الأسرة في المدينة (
$$\mu$$
) = \overline{w} ± $\frac{3}{7}$ × $\sqrt{\frac{3}{5}}$

$$\frac{\forall}{} \times \forall, o \land \pm o =$$

:. الحد الأدنى لمتوسط عدد أفراد الأسرة في المدينة

والحد الأعلى لمتوسط عدد أفراد الأسرة في المدينة

أى أن متوسط عدد أفراد الأسرة في المدينة يتراوح بين ٤، ٦ أفراد تقريباً بدرجة ثقة ٩٩%

حجم العينة اللازم لتقدير متوسط المجتمع (µ):

إذا تصورنا أننا بصدد سحب عينة عشوائية بهدف حساب وسط حسابى \overline{w} على ألا تختلف هذه القيمة (\overline{w}) عن القيمة الحقيقية للوسط الحسابى للمجتمع (μ) إلا بما لا يتعدى عدد معين من الدرجات و هو ما سبق أن أشرنا إليه بدرجة الدقة (د) و هذا يعنى أننا نود أن يؤدى حجم العينة الذى نختاره إلى عدم الاختلاف فى قيمة الوسط الحسابى للعينة (\overline{w}) عن الوسط الحسابى للمجتمع (μ) إلا بمقدار \pm د، أى أن:

$$\pm \overline{\omega} = \mu$$

وبمقارنة هذه العلاقة بعلاقة متوسط المجتمع (μ) خلال متوسط العينة (\overline{w}) أى الثقة لمتوسط المجتمع:

$$(\overline{\omega}) \times \times \underbrace{\pm_{\infty}}_{Y} = \mu$$

فإن معنى ذلك أن:

١- إذا كان المجتمع غير محدود أو السحب مع الإحلال فإن:

$$\frac{\delta}{\dot{\omega}} = (\bar{\omega})\dot{\omega}$$

وهذا يعنى أن:

$$\frac{\delta}{\sqrt{\dot{v}}} \times \frac{\delta}{\gamma} \times \pm 0.0$$

$$c^{7} = \frac{\delta^{7}}{\frac{1}{2}} \times \frac{\delta^{7}}{\frac{1}{2}}$$

$$\dot{\sigma} = \frac{\delta \dot{\sigma}_{\infty}^{\times} \times \delta^{7}}{\delta \dot{\sigma}_{\infty}} = \dot{\sigma}_{\infty}$$

- (ی) = ۱٬۹۲ عند درجة ثقة ۹۰%، ی = ۲٬۰۸ عند درجة ثقة ۹۹%
- (δ) تباین المجتمع و إذا کان مجهو لاً یمکن استخدام تباین العینة (δ) بدلاً من δ مع ملاحظة أن:

$$\frac{\left(\frac{r}{\omega-\omega}\right)}{\omega-1} - \frac{r}{\omega-\omega} = r$$

(د) درجة الدقة في التقديرات أو خطأ التقدير في (\overline{w}) وهو خطأ يحدده الباحث مقدماً، وهو يختلف عن خطأ المعاينة خ (\overline{w}) والذي يمثل الفرق بين متوسط عينة واحدة، ومتوسط المجتمع (مجهول غالباً) بينما درجة الدقة، كما سبق وأشرنا، فهي أقصى فرق مطلق بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع من خلال عدد كبير جداً من العينات.

ن حجم العينة المقدر.

وإذا كنا نتوقع أن حجم العينة سيكون صغيراً (ن < 0) فإنه يتم استخدام القيمة الجدولية (ت) بدلاً من القيمة (ى):

٢ - إذا كان المجتمع محدوداً أو السحب بدون إحلال فإن:

$$\frac{\overline{\dot{\upsilon} - \dot{\upsilon}}}{\dot{\upsilon} - \dot{\upsilon}} \times \frac{\delta}{\overline{\dot{\upsilon}}} = (\overline{\upsilon})\dot{\upsilon}$$

ومن ثم فإن:

$$\frac{\ddot{\upsilon} - \dot{\upsilon}}{1 - \dot{\upsilon}} \times \frac{\delta}{\sqrt{\dot{\upsilon}}} \times \frac{\pm = 2}{\sqrt{\dot{\upsilon}}}$$

$$c^{7} = \pm 2\sum_{n=1}^{7} \times \frac{\delta^{7}}{0} \times \frac{8}{(1-\epsilon)^{n}} \times \frac{8}{(1-\epsilon)^{n}}$$

مثال (١): أوجد حجم العينة اللازم لتقدير متوسط الوزن لطلبة الكلية إذا كنا نرغب ألا يختلف هذا المتوسط عن المتوسط الحقيقي في المجتمع بأكثر من ٣كجم وبدرجة ثقة ٩٥% إذا علمت أن الوزن متغير عشوائي يتبع التوزيع الطبيعي وتباينه ٥٠ كجم.

$$0. = {}^{7}S$$

$$1,97 \pm \frac{1}{2}$$

$$\frac{1}{7}$$

$$8^{7} = 0.0$$

$$\dot{\sigma} = \frac{\delta \times \frac{\gamma}{\infty} \times \delta^{\gamma}}{\zeta} = \frac{(\gamma, \gamma)^{\gamma} \times (\gamma, \gamma)}{(\gamma, \gamma)} = \frac{\delta \times \frac{\gamma}{\infty}}{\zeta} = \gamma$$

$$\dot{\sigma} = \frac{\delta \times \frac{\gamma}{\infty}}{\zeta} = \zeta$$

$$\dot{\sigma} = \frac{\delta \times \frac{\gamma}{\infty}}{\zeta} = \zeta$$

ومعنى ذلك أنه إذا سحبنا عينة حجمها ٢١ مفردة فإننا نكون واثقين بدرجة ٩٥% أن متوسط وزن الطالب في هذه العينة لن يختلف إلا بمقدار ±٣ كجم عن متوسط الوزن الحقيقى في المجتمع الذي سحبت منه العبنة.

مثال (۲): مجتمع يتكون من ۱۰۰۰۰ مفردة ما هو حجم العينة اللازم سحبه لتقدير الوسط الحسابى (\overline{w}) بشرط ألا يتجاوز الخطأ فى تقدير (\overline{w}) عن وحدتين وذلك بدرجة ثقة ۹۹%، علماً بأن الانحراف المعيارى فى عينة استطلاعية بلغ ۱۰ وحدات.

 $7,0 \land \pm = \frac{1}{7}$ ن = 1,0,0 کی $\frac{1}{7} = \pm 1,0$ کی $\frac{1}{7} = 1,0$ کی

$$\frac{\dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon}} + \dot{\upsilon} = \dot{\upsilon}$$

$$\dot{\omega} = \frac{\omega_{\infty}^{7} \times \delta^{7}}{2} = \frac{(1.)^{7} \times (1.)^{7}}{(1.)^{7}} = \frac{\delta_{\infty}^{7}}{2} = 177$$
 مفردة تقریباً $\dot{\omega}$

ثم نقوم بعملية التصحيح لحجم العينة حيث أن المجتمع محدود

$$0 = \frac{177}{177} = \frac{177}{177}$$
 مفردة تقريباً

.. حجم العينة اللازم = ١٦٣ مفردة.

ثانیاً: تقدیر نسبة حدث فی مجتمع (ل) من خلال نسبة حدث فی العینة (\hat{U}) :

كما توصلنا لحدى فترة الثقة لمتوسط المجتمع (μ) باستخدام متوسط العينة (\overline{w}) يمكن أن نصل إلى حدى الثقة لنسبة حدث فى المجتمع (U) من خلال نسبة حدث فى العينة (U) كما يلى:

 $(\infty - 1)$ نسبة المجتمع = نسبة العينة \pm القيمة المعيارية عند درجة ثقة \times الخطأ المعيارى للتقدير

١- إذا كان المجتمع غير محدود أو السحب مع الإحلال فإن:

$$\frac{(\mathring{\mathbf{U}} - \mathbf{U}) \hat{\mathbf{U}}}{\dot{\mathbf{U}}} = (\mathring{\mathbf{U}}) \hat{\mathbf{U}}$$

ومن ثم يصبح حدى الثقة لتقدير نسبة حدث في المجتمع:

٢ - إذا كان المجتمع محدود أو السحب بدون إحلال فإن:

$$\frac{\ddot{\mathcal{L}} - \ddot{\mathcal{L}}}{\dot{\mathcal{L}}} \times \frac{\ddot{\mathcal{L}} - \ddot{\mathcal{L}}}{\dot{\mathcal{L}}} \times \frac{\ddot{\mathcal{L}} - \ddot{\mathcal{L}}}{\dot{\mathcal{L}}} = \ddot{\mathcal{L}}$$

ومن ثم فإن حدى الثقة لتقدير نسبة حدث في المجتمع:

$$U = \hat{U} \pm \delta_{\frac{\infty}{7}} \times \sqrt{\frac{\hat{U}(1-\hat{U})}{\hat{U}}} \times \frac{\nabla - \hat{U}}{\nabla - 1}$$

مثال (۱): فى دراسة لمعرفة نسبة الأسر التى لديها جهاز فيديو فى إحدى المدن تم اختيار عينة من ٥٠٠ أسرة فوجد منها ٣٠٠ أسرة لديها جهاز فيديو، قدر بدرجة ثقة ٩٥% نسبة الأسر التى لديها جهاز فيديو فى هذه المدينة.

لحال

$$?= J \quad 1,97 \pm \frac{1}{2} \quad \%90 = \infty - \quad 1 \quad .7 = \frac{7 \cdot \cdot}{0 \cdot \cdot} = \hat{J} \quad 0 \cdot \cdot \cdot = 0$$

*, * £ ± *, \ =

.. الحد الأدنى للنسبة في المجتمع = ٢,٠٠ - ٤٠,٠ = ٥,٠٠ :

الحد الأعلى للنسبة في المجتمع = ٠,٠٠ + ٤٠,٠ = ٠,٠٤

ومعنى ذلك أن نسبة الأسر لديها جهاز فيديو في هذه المدينة تتراوح بين ٥٦ ، ٢٤% بدرجة ثقة ٩٥%

مثال (٢): في دراسة أعدها اتحاد الإذاعة والتليفزيون لمعرفة نسبة المشاهدة لأحد البرامج الجماهيرية الهامة تم سحب عينة من ١٠٠٠ أسرة من مدينة القاهرة تبين منها أن ٧٠٠ أسرة تتابع هذا البرنامج، المطلوب تقدير نسبة الأسر التي تتابع هذا البرنامج في مدينة القاهرة بدرجة ثقة 9 9%

الحسال

$$\%$$
99= ∞ -۱ $\sqrt{\frac{4}{3}} = \sqrt{\frac{4}{3}}$ $\sqrt{\frac{4}{3}} = \sqrt{\frac{4}{3}}$ $\sqrt{\frac{4}{3}} = \sqrt{\frac{4}{3}}$

$$\frac{2}{\sqrt{\frac{\lambda}{r}}} = \pm \lambda \circ, 7 \qquad \dot{\nabla} = \frac{2}{\sqrt{r}}$$

$$\frac{(\dot{\vec{U}} - 1)^{\dot{\vec{U}}}}{\dot{\vec{U}}} \times \frac{1}{\sqrt{\frac{2}{r}}} \times \frac{1}{\sqrt{r}}$$

$$\frac{}{} \times , \forall \times \cdot , \forall \times \cdot , \forall = 0$$

.. الحد الأدنى للنسبة في المجتمع = ۲,۰۰ - ۲۰,۰ = ۲۲,۰

أى أن نسبة المشاهدين لهذا البرنامج في مدينة القاهرة تتراوح بين ٦٦%، ٤٧% بدر جة ثقة ٩٩%

مثال (٣): لمعرفة نسبة الحاصلين على تقدير جيد جداً أو ممتاز في مادة الإحصاء بالفرقة الثالثة البالغ عددها ١٠٠٠٠ طالب تم سحب عينة من هؤلاء الطلبة حجمها ٢٠٠ طالب وجد من بينهم ٥٠ طالب حاصلون على تقدير جيد جداً أو ممتاز، قدر بدرجة ثقة ٩٥% نسبة الطلاب الحاصلين على تقدير جيد جداً أو ممتاز في مادة الإحصاء.

 $\%90=\infty-1$ $,70=\frac{0}{7}$ = $\overset{\wedge}{\cup}$ 7 = \because 1 \cdots = \because $1,97\pm = \frac{\infty}{2}$ ى

$$\frac{0}{0} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{0}{0}$$

$$\frac{0}{0} = \frac{0}{0}$$

$$\frac{0}{0} = \frac{0}{0}$$

نسبة العينة
$$< 0.00$$
 وبالتالى يمكن إهمال معامل التصحيح.
$$\underbrace{ \begin{bmatrix} \hat{U} & (1 - \hat{U}) \\ \hat{U} & (1 - \hat{U}) \end{bmatrix}}_{j} \times \underbrace{ \begin{bmatrix} \hat{U} & (1 - \hat{U}) \\ \hat{U} & (1 - \hat{U}) \end{bmatrix}}_{j}$$

 \cdot . الحد الأدنى للنسبة في المجتمع = 0.7, - 0.7, - 0.7

والحد الأعلى للنسبة في المجتمع = ٠,٠٦ + ٠,٠١ = ٠,٠١

أى أن نسبة الحاصلين على تقدير جيد جداً أو ممتاز في مادة الإحصاء بالفرقة الثالثة بالكلية تتراوح بين ١٩%، ٣١% بدرجة ثقة ٩٥%

مثال (٤): في المثال السابق بفرض أنه تم سحب عينة من ٦٠٠ طالب وجد من بينهم ١٦٢ طالب حاصلون على تقدير جيد جداً أو ممتاز في مادة الإحصاء المطلوب تقدير نسبة الحاصلين على هذا التقدير في مادة الاحصاء بدرحة ثقة ٩٩%

$$Y, OA \pm = S$$
 $M = \infty - 1$

المجتمع محدود ونسبة العينة
$$> 0, 0, 0$$
 \therefore نستخدم معامل التصحيح.

$$\frac{\dot{\hat{U}} - \dot{\hat{U}}}{\dot{U}} \times \frac{\dot{\hat{U}} - \dot{\hat{U}}}{\dot{U}} \times \frac{\dot{\hat{U}} - \dot{\hat{U}}}{\dot{U}} \times \frac{\dot{\hat{U}} - \dot{\hat{U}}}{\dot{U}}$$

$$\dot{\hat{U}} = \dot{\hat{U}} + \dot{\hat{U}} \times \frac{\dot{\hat{U}} - \dot{\hat{U}}}{\dot{U}} \times \frac{\dot{\hat{U}} - \dot{\hat{U}}}{\dot{U}} \times \frac{\dot{\hat{U}} - \dot{\hat{U}}}{\dot{U}} \times \frac{\dot{\hat{U}} - \dot{\hat{U}}}{\dot{U}}$$

$$\frac{7 \cdot \cdot - 1 \cdot \cdot \cdot \cdot}{1 - 1 \cdot \cdot \cdot \cdot} \times \frac{\cdot \cdot \cdot \vee \times \cdot \cdot \vee \times}{7 \cdot \cdot \cdot} \times \frac{\cdot \cdot \cdot \vee \times \cdot \cdot \vee \times}{1 \cdot \cdot \cdot \vee} \times \frac{\cdot \cdot \cdot \vee \times \cdot \vee \times}{1 \cdot \cdot \cdot \vee} \times \frac{\cdot \cdot \cdot \vee \times}{1 \cdot \cdot \cdot \vee} \times \frac{\cdot \cdot \cdot \vee \times}{1 \cdot \cdot \cdot \vee} \times \frac{\cdot \cdot \cdot \vee \times}{1 \cdot \cdot \vee} \times \frac{\cdot \cdot \vee \times}{1 \cdot \vee} \times \frac{\cdot \cdot \vee \times}{1 \cdot \cdot \vee} \times \frac{\cdot \cdot \vee \times}{1 \cdot \vee} \times \frac{\cdot \vee}{1 \cdot \vee} \times \frac{\cdot \vee}$$

حجم العينة اللازم لتقدير نسبة حدث في المجتمع (ل):

سبق أن توصلنا عند تحديد حجم العينة اللازم لتقدير متوسط المجتمع إلى أن:

درجة الدقة = القيمة المعيارية عند درجة ثقة (١ – ∞) \times الخطأ المعيارى للتقدير

$$(\overset{\wedge}{\bigcup}) \times \times \overset{=}{\bigcup} \times$$

١- إذا كان المجتمع غير محدود أو السحب مع الإحلال فإن:

$$\frac{\dot{\zeta}(\hat{L}) = \frac{\dot{\zeta}(\hat{L})}{\dot{\zeta}} = \frac{\dot{\zeta}(\hat{L}) = \frac{\dot{\zeta}(\hat{L})}{\dot{\zeta}}}{\dot{\zeta}} = \frac{\dot{\zeta}(\hat{L}) = \dot{\zeta}(\hat{L})}{\dot{\zeta}} \times \frac{\dot{\zeta}(\hat{L} - \hat{L})}{\dot{\zeta}} = \frac{\dot{\zeta}(\hat{L} -$$

٢ - إذا كان المجتمع محدود أو السحب بدون إحلال فإن:

$$\frac{\ddot{\upsilon} - \dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon}} \times \frac{(\dot{\upsilon} - 1)\dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon}} = (\dot{\dot{\upsilon}})\dot{\dot{\upsilon}}$$

$$c = \sum_{k=0}^{\infty} \times \frac{(l-1)}{i} \times \frac{(k-1)}{k-1}$$

$$c' = \sum_{\frac{\infty}{7}}^{7} \times \frac{U(1-U)}{U} \times \frac{\psi - U}{\psi - 1}$$

وبإجراء بعض العمليات الرياضية نصل إلى أن:

مع ملاحظة أن استخدام نسبة حدث فى المجتمع (ل) فى حساب حجم العينة يعتبر أمراً يصعب تحقيقه فى أغلب الأحوال، لذلك نفترض أن هذه النسبة ٥٠,٠ حتى نحصل على أكبر حجم للعينة.

وإذا كانت النسبة في المجتمع تأخذ مدى معين كأن يكون من المتوقع عند در اسة مستوى الأمية في مجتمع ما أن تتراوح بين 7%، في هذه الحالة تؤخذ النسبة الأقرب إلى 9% أي (0 = 1.5%)

وتجدر الإشارة إلى أن هناك جداول تبين أقصى حجم ممكن للعينة بدلالة درجة الدقة المطلوبة للنسبة ل وبدلالة درجة الثقة $(1-\infty)$

مثال (۱): إذا علمت أن عدد طلاب الكلية ٢٠٠٠٠ طالب، ما هو حجم العينة اللازم سحبها لتقدير نسبة الطلبة الذين يزيد عمرهم عن ٢٠ سنة إذا كان هناك اعتقاد بأن هذه النسبة تتراوح بين ١٥%، ٣٠% من طلبة الكلية، بشرط ألا يتجاوز الخطأ في تقدير هذه النسبة عن ٢% وبدرجة ثقة ٥٥%

$$v = ...$$
 ل تتراوح بین ۱۰% ، ۳۰% $v = ...$ ل الأقرب إلى ٥٠,٠٠

$$1,97 = \omega \quad \frac{\infty}{7} \quad \%90 = \infty - 1 \qquad \bullet, \bullet 7 = 2$$

= ۲۰۱۷ طالب

وحيث أن حجم المجتمع معلوم .. لابد من إجراء عملية التصحيح لحجم العينة

$$\dot{\upsilon} = \frac{\dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon}} + 1$$
 ن $\dot{\upsilon} = \frac{\dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon}} + 1$

مثال (Y): ما هو حجم العينة اللازم سحبه من إحدى المدن لتقدير نسبة الأمية فيها بشرط أن تكون درجة الدقة في هذه النسبة في حدود %0 وبدرجة ثقة %9.

$$c = \gamma, \cdot, \cdot \qquad \qquad c = 0, \cdot \text{ (d'$0 imبة المجتمع غير معلومة)}$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot \qquad c = 0, \cdot, \cdot \land \qquad c$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot \qquad c$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot \qquad c$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot \qquad c$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot \qquad c$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot \qquad c$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot$$

$$c = \gamma, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot$$

$$c =$$

ثالثاً: تقدير فترة ثقة للفرق بين متوسطى مجتمعين (γμ - ημ)

يمكن إيجاد فترة ثقة للفرق بين متوسطى مجتمعين من خلال سحب عينة من المجتمع الأول حجمها ن، ووسطها الحسابى \overline{m} , وعينة من المجتمع الثانى حجمها ن، ووسطها الحسابى \overline{m} , وباستخدام الفرق بين متوسطى العينتين يمكن تقدير فترة ثقة للفرق بين متوسطى مجتمعين كما يلى:

الفرق بين متوسطى مجتمعين = الفرق بين متوسطى عينتين \pm القيمة المعيارية عند درجة ثقة $(x-1) \times (x-1)$

١ – التباين للمجتمعين ٢٠٥، ٢٠٥ معلومين:

$$\frac{\overline{\gamma_{\gamma}\delta} + \overline{\gamma_{\gamma}\delta}}{\overline{\gamma_{\gamma}}} + \frac{\gamma_{\gamma}\delta}{\overline{\gamma_{\gamma}}} \times \frac{1}{\sqrt{\overline{\gamma_{\gamma}}}} \times \frac{1}{$$

نستخدم القيمة المعيارية (ى) مهما كان حجم العينتين طالما كانت الظاهرة محل الدراسة تتبع التوزيع الطبيعى، وإذا كانت تتبع توزيعاً آخر نستخدم (ى) أيضاً بشرط أن ن، ن > 0.0

٢ - التباين للمجتمعين مجهولين:

في هذه الحالة نستخدم التباين للعينين عرر ، عرر

$$\frac{1}{\frac{\gamma_{r}}{\psi}} + \frac{\gamma_{r}}{\psi} \times \frac{1}{\frac{\omega_{r}}{\gamma_{r}}} \times \frac{1}{\frac{\omega_{r}}{\gamma_{r$$

أما إذا كانت ن، ، ن، < 0.7 فإننا نستخدم القيمة المعيارية (ت) بدلاً من (3).

والعلاقات السابقة صحيحة طالما كان المجتمعان غير محدودين أو أن السحب منهما يتم مع الإحلال.

أما إذا كان المجتمعان محدودين أو أن السحب يتم بدون إحلال فإننا نستخدم معامل التصحيح:

$$\frac{\dot{\upsilon} - \dot{\upsilon}}{2\dot{\upsilon}} = \dot{\upsilon} + \dot{\upsilon} + \dot{\upsilon} = \dot{\upsilon} + \dot{\upsilon} + \dot{\upsilon}$$

ويمكن كتابته على الصورة التالية:

بشرط أن تكون:

مثال (۱): في در اسة لمعرفة متوسط استهلاك الكهرباء في بعض مدن الجمهورية، تم سحب عينة من مدينة القاهرة حجمها ۲۰۰ أسرة فوجد أن

متوسط استهلاك الأسرة ١٥٠ كيلووات شهرياً بانحراف معيارى ٥٠ كيلووات، وسحبت عينة من مدينة بنها حجمها ١٠٠ أسرة فوجد أن متوسط استهلاك الأسرة ٩٠كيلووات شهرياً بانحراف معيارى ٣٠ كيلووات. المطلوب، تقدير الفرق بين متوسطى استهلاك الأسرة من الكهرباء شهرياً بين المدينتين وبدرجة ثقة ٩٥%.

$$0. = \chi$$
 $0. = \chi$ $0. = \chi$

.: الحد الأدنى للفرق بين متوسطى المجتمعين

والحد الأعلى للفرق بين متوسطى المجتمعين

ومعنى ذلك أن الفرق بين متوسط استهلاك الأسرة من الكهرباء شهرياً فى مدينة القاهرة ومتوسط استهلاك الأسرة فى مدينة بنها يتراوح بين ١٥، ٦٩ كيلووات تقريباً.

مثال (۲): في دراسة لمعرفة متوسط عمر اللمبات الكهربائية في بعض المصانع، تم سحب عينة من المصنع (أ) حجمها ٥٠٠ لمبة فوجد أن متوسط عمر اللمبة ١٣٠٠ ساعة، وسحبت عينة من المصنع (ب) حجمها ٠٠٠ لمبة فوجد أن متوسط عمر اللمبة ١٥٠٠ ساعة، فإذا علمت أن الانحراف المعياري لعمر اللمبة في المصنع (أ) ٢٠٠ ساعة وفي المصنع (ب) ١٥٠ ساعة، المطلوب تقدير فترة ثقة للفرق بين متوسط عمر اللمبة في المصنعين عند مستوى معنوية ١%.

الحسل

المصنع (أ):
$$0.0 = 0.0$$
 $0.0 = 0.0$ المصنع (ب): $0.0 = 0.0$ $0.0 = 0.0$ $0.0 = 0.0$ المصنع (ب): $0.0 = 0.0$ $0.0 = 0.0$ $0.0 = 0.0$ $0.0 = 0.0$ المصنع (ب): $0.0 = 0.0$ 0.0

$$\frac{\overline{\Upsilon(1\circ \cdot)}}{\xi \cdot \cdot} + \frac{\Upsilon(\Upsilon \cdot \cdot)}{\circ \cdot \cdot} \times \Upsilon, \circ \wedge \pm (1\circ \cdot \cdot - 1 \Upsilon \cdot \cdot) =$$

المطلق المطلق

7.11 ± 7.. =

.. الحد الأدنى للفرق بين متوسطى المجتمعين = 7.7 - 179, = 179, = 179, = 199,

أى أن الفرق بين متوسطى عمر اللمبة في المصنعين يتراوح بين ١٧٠ ساعة، وذلك بدرجة ثقة ٩٩%

مثال (٣): المطلوب حل المثال السابق بفرض أن إنتاج المصنع (أ) من هذه اللمبات ١٠٠٠٠ لمبة وإنتاج المصنع (ب) منها ٧٠٠٠ لمبة.

الحسل

المجتمعان محدودان:

النسبة $\frac{9..}{1 \times 100}$ النسبة $\frac{9..}{1 \times 100}$ النسبة $\frac{9..}{1 \times 100}$

$$\frac{\overline{\upsilon - \upsilon} \times \frac{v_{\gamma}\delta}{v_{\gamma}} + \frac{v_{\gamma}\delta}{v_{\gamma}} + \frac{v_{\gamma}\delta}{v_{\gamma}}}{v_{\gamma}} + \frac{v_{\gamma}\delta}{v_{\gamma}} = v_{\gamma}\mu - v_{\gamma}\mu$$

$$\frac{9 \cdot \cdot -1 \vee \cdot \cdot \cdot}{\Upsilon - 1 \vee \cdot \cdot \cdot} \times \frac{\Upsilon(1 \circ \cdot)}{\xi \cdot \cdot} + \frac{\Upsilon(\Upsilon \cdot \cdot)}{\circ \cdot \cdot} \wedge \Upsilon, \circ \wedge \pm \Upsilon \cdot \cdot =$$

79.7 ± 7.. =

.: الحد الأدنى للفرق بين متوسطى المجتمعين

والحد الأعلى للفرق بين متوسطى المجتمعين

أى أن الفرق بين متوسط عمر اللمبة في المصنعين يتراوح بين ١٧١، ٢٢٩ ساعة بدرجة ثقة ٩٩%.

مثال (٤): في دراسة لمعرفة متوسط درجات مادة الإحصاء لكل من الطلبة والطالبات سحبت عينة من الطلبة حجمها ٢٥ طالب فوجد أن متوسط درجاتهم في مادة الإحصاء ١٦ درجة بانحراف معياري درجة واحدة، وسحبت عينة من الطالبات حجمها ٢٠ طالبة فوجد أن متوسط درجاتهن في مادة الإحصاء ١٤ درجة بانحراف معياري درجتين، المطلوب تقدير فترة ثقة للفرق بين متوسط الدرجات في مادة الإحصاء بين الطلبة و الطالبات بدرجة ثقة ٩٥%.

$$1 = 10$$
 $1 = 10$ $1 = 10$ $1 = 10$ $1 = 10$

$$1 = 1$$
 الطلبة : ن, $= 7$ ، \overline{w} ، $= 7$ الطالبات: ن، $= 7$ ، \overline{w} ، $= 3$ الطالبات: ن، $= 7$ ، $= 3$

ن،، ن، < ٣٠ وتباينا المجتمعين مجهو لان :. نستخدم توزيع (ت) بدلاً من التوزيع الطبيعي.

$$Y, \bullet Y = 0, \bullet 0 = \infty - 1$$

$$= 0, \bullet 0 = \infty - 1$$

$$= 0, \bullet 0 = \infty - 1$$

$$\frac{1}{\psi_{\gamma}} + \frac{1}{\psi_{\gamma}} + \frac{1}{\psi_{\gamma}} \times (0,0,0) = \psi_{\gamma} + \frac{1}{\psi_{\gamma}} \times (0,0,0) = \psi_{\gamma} + \frac{1}{\psi_{\gamma}} + \frac{1}{\psi$$

$$\frac{\overline{\Upsilon(\Upsilon)}}{\Upsilon \cdot} + \frac{\overline{\Upsilon(\Upsilon)}}{\Upsilon \circ} \times \Upsilon, \cdot \Upsilon \Upsilon \pm (\Upsilon \cdot - \Upsilon \cdot \Upsilon) =$$

$$1 \pm 7 = ., \xi 9 \times 7, .71 \pm 7 =$$

 \therefore الحد الأدنى للفرق بين متوسطى المجتمعين = Y - 1 = 1 درجة و احدة والحد الأعلى للفرق بين متوسطى المجتمعين = ٢ + ١ = ٣ درجات أى أن الفرق بين متوسط درجات الطلبة والطالبات في مادة الإحصاء يتراوح بين درجة واحدة وثلاث درجات بدرجة ثقة ٩٥%

مثال (٥): سحبت عينتان حجم كل منهما ١٠٠ عامل من مصنعين وكان توزيع هؤ لاء العمال حسب فئات العمر كما يلى:

| المجموع | 700 | -0. | - ٤ • | -٣. | -7. | فئات العمر |
|---------|-----|-----|-------|-----|-----|---------------------|
| ١ | ١. | 77 | ٣٨ | ١٨ | ١٢ | عدد عمال المصنع (أ) |
| ١ | ٨ | 77 | 30 | 77 | ٨ | عدد عمال المصنع (ب) |

المطلوب: تقدير فترة ثقة للفرق بين متوسط عمر العامل في المصنعين بدرجة ثقة ٩٩%.

الحـــل نبدأ أو لا بحساب كل من الوسط الحسابي و التباين لكل عينة

| س'ك, | س كى | ك ٢ | س'ك ، | س ك | , গ্ৰ | مراكز الفئات (س) | فئات |
|-------------------|-----------|-----|---------|------|-------|------------------|------------|
| 0 | ۲., | ٨ | ٧٥٠٠ | ٣., | ١٢ | 70 | -7. |
| 7790. | ٧٧. | 77 | 77.0. | ٦٣. | ١٨ | ٣٥ | -٣. |
| Y • AY0 | 1040 | ٣٥ | ٧٦٩٥٠ | 171. | ٣٨ | ٤٥ | -٤. |
| Y £ £ 1 A + , Y 0 | 1 £ 1 7,0 | ۲٧ | ٦٠٦٣٧,٥ | 1100 | 77 | 07,0 | -0. |
| 7750. | ٤٦. | ٨ | ٣٣٠٦٣٠ | 040 | ١. | ٥٧٠٥ | 700 |
| 7.7797,70 | ٤٤٢٢,٥ | ١ | 77 | ٤٣٧٠ | ١ | | المجموع |

$$\xi \pi, V = \frac{\sum_{i=1}^{n} w_{i}}{\sum_{i=1}^{n} w_{i}} = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} w_{i}} = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n}$$

ن. الحد الأدنى للفرق بين متوسطى المجتمعين

= ۲,۸۸۹ = ۳,٤١٤ - ۰,٥٢٥ =

والحد الأعلى للفرق بين متوسطى المجتمعين

= ۲,۹۳۹ = ۳,٤١٤ + ۰,0۲٥ =

ومعنى ذلك أن الفرق بين متوسط العمر للعاملين في المصنعين يتراوح بين ٣ سنوات، ٤ سنوات تقريباً بدرجة ثقة ٩٩%.

رابعاً: تقدير فترة ثقة للفرق بين نسبتى حدث فى مجتمعين (ل- ل+):

إذا كان لدينا مجتمعين ونود معرفة الفرق بين نسبة حدث معين في المجتمعين نسحب عينة من المجتمع الأول حجمها ن، ونحسب نسبة

الحدث فيها \hat{U}_1 ، ونسحب عينة من المجتمع الثانى حجمها ن $_7$ ونحسب نسبة الحدث \hat{U}_7 وبالتالى فإن حدى الثقة للفرق بين نسبتى حدث معين في مجتمعين كما يلى:

$$U_{r} - U_{r} = (\hat{U}_{r}, -\hat{U}_{r}) \pm \frac{\partial_{\infty}}{\partial_{r}} \times \sqrt{\frac{\hat{U}_{r}(1-\hat{U}_{r})}{\hat{U}_{r}}} + \frac{\hat{U}_{r}(1-\hat{U}_{r})}{\hat{U}_{r}} + \frac{\hat{U}_{r}(1-\hat{U}_{r})}{\hat{U}_{r}}$$

مع ملاحظة استخدام معامل التصحيح $\sqrt{\frac{\dot{v}-\dot{v}}{v-v}}$ إذا كان المجتمعان محدودين أو أن السحب منهما يتم بدون إرجاع، حيث:

مثال (۱): لمعرفة نسبة الأمية في بعض مدن الجمهورية سحبت عينة من ٣٠٠ شخص من مدينة طنطا فوجد أن منها ٥٠ شخص أمياً، وسحبت عينة من ٢٠٠ شخص من مدينة المحلة الكبرى فوجد منها ٤٠ شخص أمياً، المطلوب تقدير فترة للفرق بين نسبة الأمية في المدينتين بدرجة ثقة ٥٠ %.

الحــل طنطا: ن،
$$=$$
 ، ، ، \mathring{U} $\mathring{$

$$\frac{1,97\pm \frac{1}{2}}{2} = 0.9\%$$

$$\frac{1,97\pm \frac{1}}{2} = 0.9\%$$

$$\frac{1,97\pm \frac{1}}{$$

$$\frac{\cdot, \wedge \cdot \times \cdot, \wedge \cdot}{\wedge \cdot} + \frac{\cdot, \wedge \wedge \times \cdot, \wedge \vee}{\wedge \cdot} \vee \times 1, 97 \pm (\cdot, \wedge \cdot - \cdot, \wedge \vee) = 0$$

$$\cdot, \cdot \vee \pm \cdot, \cdot \wedge = \cdot, \cdot \wedge \times 1, 97 \pm \cdot, \cdot \wedge = 0$$

.. الحد الأدنى للفرق بين نسبتى المجتمعين = 0.00 - 0.00 - 0.00 والحد الأعلى للفرق بين نسبتى المجتمعين = 0.00 + 0.00 - 0.00 الفرق بين النسبتين يتراوح بين 0.00 بدرجة ثقة 0.00.

مثال (۲): لمعرفة نسبة الحاصلين على شهادة الثانوية العامة من المدارس الحكومية من طلبة السنة الأولى بالكلية نظامى وانتساب موجه سحبت عينة من طلبة النظامى حجمها ٥٠٠ طالب وجد من بينهم ٣٠٠ من طلبة المدارس الحكومية، وسحبت عينة من طلبة الانتساب الموجه حجمها ٣٥٠ طالب وجد منهم ١٥٠ طالب من المدارس الحكومية، فإذا علمت أن الطلبة المقبولين بالفرقة الأولى نظامى ٥٠٠٠ طالب، والمقبولين بالفرقة الأولى نظامى وولين بالفرقة الأولى انتساب موجه ٢٠٠٠ طالب، المطلوب تقدير فترة ثقة للفرق بين نسبة طلاب المدارس الحكومية الملتحقين بالفرقة الأولى نظامى وانتساب موجه بالكلية عند مستوى معنوية ١٠٠٠.

$$\frac{7}{100} = \frac{7}{100} = \frac{7}{100}$$
نظامی: نظامی: $\frac{7}{100} = \frac{7}{100}$

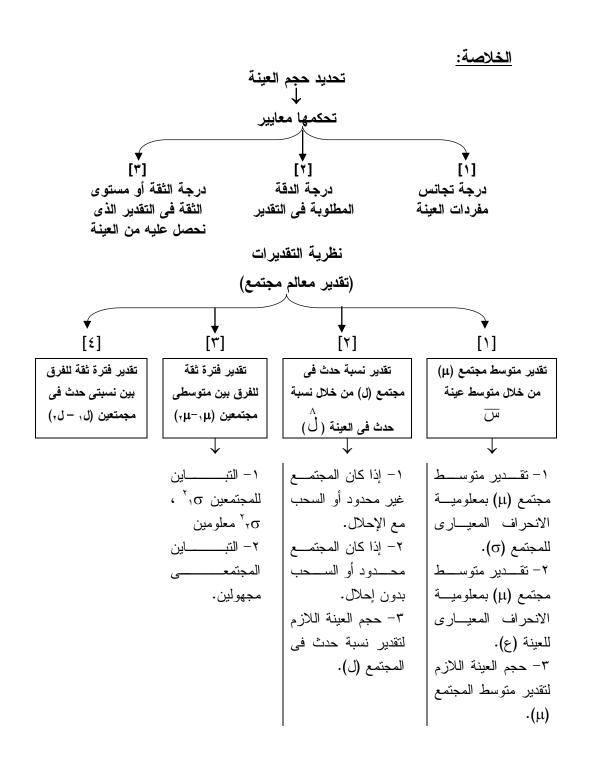
$$1,0 \wedge \pm \frac{\infty}{2}$$
 ، $1,0 \wedge \pm \infty$ ، نستخدم معامل التصحیح، $1,0 \wedge \pm \infty$

 \cdot . الحد الأدنى للفرق بين نسبتى المجتمعين = \cdot , \cdot \cdot \cdot \cdot ..

والحد الأعلى للفرق بين نسبتي المجتمعين = ١٠,١٠ + ٥,١٠٠ = ٥,٠٠

أى أن الفرق بين نسبة طلبة المدارس الحكومية بين طلاب النظامي والانتساب الموجه بالفرقة الأولى في الكلية يتراوح بين ٩% ، ٢٥%

بدرجة ثقة ٩٩%.



تمارين على نظرية العينات

- ۱- إذا كان طول الطالب في جامعة القاهرة يتبع توزيعاً طبيعياً بمتوسط ١٠٠ اسم وانحراف معياري ١٠٠سم، سحبت عينة عشوائية من ١٠٠ طالب فما هو احتمال أن يبلغ متوسط الطول في العينة ١٧٠سم على الأكثر.
- ۲- إذا كان متوسط إنتاج الفدان من القمح في إحدى المحافظات ١٥ أردب بانحراف معياري ٥ أردب، فإذا كان إنتاج القمح يتبع توزيعاً طبيعياً، اختيرت عينة عشوائية من ٢٠ فدان، فما هو احتمال أن يتراوح متوسط إنتاج الفدان بين ١٨، ١٨ أردب.
- ۳- إذا كانت المساحة المزروعة بالقطن في إحدى المحافظات ١٠٠ ألف فدان، وكان متوسط إنتاج الفدان ١٥٠ قنطار بانحراف معياري ٩ قنطار، تم اختيار عينة عشوائية من ١٠٠ فدان احسب ما يلي:
 - أ- احتمال أن يبلغ متوسط إنتاج الفدان ١٢ قنطار على الأقل.
 - ب- احتمال أن يتراوح متوسط إنتاج الفدان بين ١٥، ١٥ قنطار.
- جــ المساحة من هذه العينة التي يتراوح متوسط إنتاج الفدان فيها بين ١٥، ١٨ قنطار.
- د- متوسط إنتاج الفدان الذى يزيد عنه متوسط إنتاج ٧٥% من المساحة المنزرعة.
- 3- إذا كانت المساحة المزروعة بقصب السكر في إحدى محافظات الوجه القبلي ٥٠٠ ألف فدان، وكان متوسط إنتاج الفدان ١٠٠٠ قنطار بانحراف معياري ٧٠٠ قنطار، تم اختيار عينة عشوائية من ٢٠٠ فدان، احسب ما يلي:
 - أ- احتمال أن يبلغ متوسط إنتاج الفدان ٩٠٠ قنطار على الأكثر.

- ب- احتمال أن يتراوح متوسط إنتاج الفدان بين ١١٠٠، ١٢٠٠ قنطار.
- جــ المساحة من هذه العينة التي يتراوح متوسط إنتاج الفدان فيها بين ٨٠٠ قنطار، ١١٠٠ قنطار.
- د- متوسط إنتاج الفدان الذي يقل عنه متوسط إنتاج ٣٠% من المساحة المزروعة.
- و- إذا كانت نسبة الإنتاج المطابق للمواصفات في أحد المصانع ٨٥%
 فإذا تم سحب عينة عشوائية من ١٠٠ وحدة من إنتاج المصنع احسب ما يلي:
- أ- احتمال أن تبلغ نسبة الوحدات المطابقة للمواصفات في العينة ٧٥ على الأقل.
- ب- احتمال أن تتراوح نسبة الوحدات المطابقة للمواصفات في العينة بين ٧٠%، ٨٥%.
- 7- أخذت عينة عشوائية حجمها ١٠٠ عامل من أحد المصانع فوجد أن متوسط العمر ٣٥ سنة بانحراف معيارى ١٥ سنة، فإذا علمت أن العمر يتبع توزيعاً طبيعياً ماذا تستنتج عن متوسط عمر العامل في المصنع بدرجة ثقة ٩٥%.
- ۷- أخذت عينة عشوائية حجمها ٢٥ عامل من أحد المصانع فوجد أن متوسط الدخل الشهرى للعامل ٣٠٠ جنيه بانحراف معيارى ١٠٠ جنيه، فإذا علمت أن توزيع الدخل يقترب جداً من التوزيع الطبيعى. المطلوب: تقدير فترة ثقة لمتوسط الدخل الشهرى للعامل في هذا المصنع عند مستوى معنوية ١%.

- ٨- في التمرين السابق بفرض أن عدد عمال المصنع ٣٥٠ عامل أوجد نفس المطلوب بدرجة ثقة ٩٥%.
- 9- أخذت عينة عشوائية حجمها ٢٠ طالب من إحدى قاعات الامتحان فوجد أن متوسط طول الطالب ١٦٨سم، فإذا علمت أن الانحراف المعيارى للطول في الكلية ١٥سم، وأن توزيع الطول يقترب جداً من التوزيع الطبيعي. المطلوب تقدير متوسط طول الطالب في الكلية عند مستوى معنوية ٥%.
- ١- في التمرين السابق إذا علمت أن عدد الطلاب بقاعة الامتحان ٣٠٠ طالب، المطلوب تقدير متوسط طول الطالب بدرجة ثقة ٩٩%.
- 11- في دراسة لمعرفة متوسط إنتاج الفدان من الذرة في إحدى المحافظات أخذت عينة عشوائية من ١٠٠ فدان، فوجد أن متوسط إنتاج الفدان ٢٥ أردب، فإذا علمت أن الانحراف المعياري لإنتاج الفدان من الذرة ٧ أردب، ماذا تستنتج عن متوسط إنتاج الفدان من الذرة في هذه المحافظة علماً بأن المساحة المزروعة بالذرة في هذه المحافظة تبلغ ٥٠ ألف فدان (عند مستوى معنوية ١%).
- 17- في دراسة لمعرفة متوسط إنتاج العامل في مصانع السيراميك بمدينة السادس من أكتوبر سحبت عينة من ٣٠٠ عامل وجد أن متوسط الإنتاج اليومي للعامل يبلغ ٥٠ وحدة بانحراف معياري ٣٠ وحدة. المطلوب تقدير متوسط إنتاج العامل في مصانع السيراميك عند درجة ثقة ٩٩% علماً بأن عدد العمال في تلك المصانع في نفس مجال التخصص ٣ آلاف عامل.
- 17- أوجد حجم العينة اللازم لتقدير متوسط إنتاج الفدان من الذرة في إحدى المحافظات إذا كنا نرغب ألا يختلف هذا المتوسط عن المتوسط الحقيقي في المجتمع بأكثر من ٣ أردب وبدرجة ثقة

- 99%، إذا علمت أن إنتاج الفدان من الذرة يتبع توزيعاً طبيعياً تباينه ٢٢٥ أردب.
- 1- إذا كان إجمالي المساحة المزروعة قطن في إحدى المحافظات o ألف فدان ما هو حجم العينة اللازم سحبه لتقدير متوسط إنتاج الفدان من القطن بشرط ألا يتجاوز الخطأ في التقدير عن ٢ قنطار للفدان وذلك بدرجة ثقة ٩٥% إذا علمت أن الانحراف المعياري لإنتاج الفدان من القطن في عينة استطلاعية يبلغ ٧ قنطار.
- 10- فى دراسة لمعرفة نسبة الطلبة فى الكلية الذين لديهم جهاز كمبيوتر تم سحب عينة بين ٣٠٠ طالب وجد منهم ١٢٠ طالب لديهم جهاز كمبيوتر، قدر بدرجة ثقة ٩٩% نسبة الطلبة الذين لديهم جهاز كمبيوتر فى الكلية.
- 17- سحبت عينة عشوائية من طلبة الكلية من الفرقة الأولى حجمها ٠٠٠ طالب وجد أن نسبة طلاب الانتساب الموجه بها ٢٠% ماذا تستنتج عن نسبة هؤلاء الطلاب في الكلية بدرجة ثقة ٩٥% علماً بأن عدد طلاب الفرقة الأولى ١٠٠٠٠ طالب.
- ۱۷ سحبت عينة عشوائية من طلبة الكلية مكونة من ٤٠٠ طالب فوجد أن نسبة الطلاب القادمين من مدارس حكومية تبلغ ٧٠% ماذا تستنتج عن نسبة هؤلاء الطلاب في الكلية بدرجة ثقة ٩٩% علماً بأن عدد طلاب الكلية ٢٨٠٠٠طالب.
- 1.0 ما هو حجم العينة اللازم سحبه من مجتمع عدد مفرداته ١٠٠٠ شخص لتقدير نسبة الأمية بينهم إذا كان هناك اعتقاد بأن نسبة الأمية في المجتمع تتراوح بين ٤٥%، ٦٠% بشرط ألا يتجاوز الخطأ في تقدير هذه النسبة عن ٢% وبدرجة ثقة ٩٩%.

- 19- ما هو حجم العينة اللازم سحبه من الكلية لتقدير نسبة الطلاب القادمين من مدارس حكومية إذا كان هناك اعتقاد أن تلك النسبة في الكلية تتراوح بين ٦٠%، ٨٠% بشرط ألا يتجاوز الخطأ في تقدير هذه النسبة عن ٢٠٥% وبدرجة ثقة ٩٥%.
- · ٢- أوجد المطلوب في التمرين السابق بفرض أن عدد طلاب الكلية ٢٨٠٠٠ طالب.
- ٢١ ما هو حجم العينة اللازم سحبه من المجتمع لتقدير نسبة المتزوجين بشرط ألا يتجاوز الخطأ في تقدير هذه النسبة عن ٣% وبدرجة ثقة ٩٩%.
- 7۲- في دراسة حول متوسط استهلاك الفرد من مياه الشرب على مستوى الجمهورية تم سحب عينة من مدينة القاهرة حجمها ٥٠٠ أسرة فوجد أن متوسط استهلاك الفرد ٥٠ لتر يومياً بانحراف معيارى ٢٠ لتر، كما تم سحب عينة من مدينة بنها حجمها ٣٠٠ أسرة فوجد أن متوسط استهلاك الفرد ٣٠ لتر يومياً بانحراف معيارى ١٠لتر. المطلوب تقدير فترة ثقة للفرق بين متوسطى استهلاك الفرد من المياه يومياً بين المدينتين بدرجة ثقة ٩٩%.
- حقى دراسة حول متوسط عمر الفرد من المترددين على ملاعب كرة القدم على مستوى الجمهورية تم سحب عينة من طنطا فوجد أن متوسط عمر الفرد ٢٧ سنة، وتم سحب عينة من ٠٠٠فرد من ستاد المحلة الكبرى فوجد أن متوسط عمر الفرد ٣٣ سنة فإذا علمت أن الانحراف المعيارى لعمر الفرد من المترددين على ملاعب كرة القدم ١٥ سنة، قدر بدرجة ثقة ٩٥% الفرق بين متوسطى عمر الفرد بين المدينتين.

٢٤ فى دراسة لمعرفة الفرق بين متوسط الدخل الشهرى للعامل فى مصنعين تم سحب عينة من ٢٥ عامل من كل مصنع فكان توزيعهم و فقاً لفئات الدخل الشهرى كما يلى:

| المجموع | ٣٢٨. | -۲7. | -75. | -77. | -۲ | فئات الدخل الشهرى |
|---------|------|------|------|------|----|-------------------|
| 70 | ٣ | ٧ | ٨ | ٥ | ۲ | عمال المصنع (أ) |
| 70 | ٤ | ١. | ٧ | ٣ | ١ | عمال المصنع (ب) |

قدر بدرجة ثقة ٩٩% الفرق بين متوسط الدخل الشهرى للعامل في المصنعين.

- ٢٥ أوجد المطلوب في التمرين السابق علماً بأن عدد العمال في المصنع (أ) ٥٠٠ عامل وفي المصنع (ب) ٤٠٠ عامل.
- 77- في دراسة لمعرفة نسبة الإصابة بمرض البلهارسيا بين الفلاحين على مستوى الجمهورية سحبت عينة من ٥٠٠ فلاح في محافظة المنوفية وبإجراء التحاليل اللازمة تبين إصابة ٣٥٠ فلاح بالبلهارسيا وسحبت عينة من ٤٠٠ فلاح في محافظة أسيوط وبإجراء التحاليل تبين إصابة ٢٦٠ فلاح بالبلهارسيا. المطلوب تقدير فترة ثقة للفرق بين نسبة الإصابة بمرض البلهارسيا في المحافظتين بدرجة ثقة ٩٥%.
- الجمهورية بين الذكور والإناث سحبت عينة عشوائية من الذكور والإناث سحبت عينة عشوائية من الذكور وأخرى من الإناث حجم كل منها ٥٠٠ من إحدى القرى فتبين أن عدد المصابين بالفشل الكلوى ١٢٠ من الذكور، ٨٠ من الإناث فإذا علمت أن عدد سكان القرية ١٠ آلاف نسمة، قدر بدرجة ثقة ٩٩% الفرق بين نسبة الإصابة بالفشل الكلوى بين الذكور والإناث في هذه القربة.



الباب الثامن الاحصاء السكاني و الحيوي

الفصل الاول: مصطلحات وتعاريف أساسية

الفصل الثاني: الاحصاءات السكانية و الحيوية

<u>الفصل الاول</u>

مصطلحات وتعاريف أساسية

١ - الاحصاء السكاني (الحصاء السكان):

تعريفها: عملية منهجية موحدة وغالبا ماتكون رسمية أو حكومية تذهب أبعد من تعداد السكان فحسب لتشمل جمع البيانات الديموغرافية والاقتصادية والاجتماعية التي تنطبق على فترة زمنية محدودة على كافة الاشخاص في بلد ما أوجزء محدد منه ، وتجميع هذه البيانات وتحليلها ونشرها ، وهو عملية دورية يتم خلالها عد السكان رسميا ، ويشير هذا المصطلح الى تعدادات السكان في كل دولة ، والتي تجري وفق توصيات الامم المتحدة مرة كل ١٠ سنوات ، وتستخدم معطيات تعداد السكان لاغراض البحوث و التخطيط ، ويرتبط الاحصاء السكاني بجغرافية السكان وهو كفرع من فروع الجغرافيا البشرية تكمن أهميته في أنه يساعد على فهم الحقائق السكانية الموجودة على أرض الواقع مثل أعداد السكان ، وكذلك تساعد على المختلفة لتأبيتها .

٢ – جغر افية السكان:

تعريفها: علم حديث من فروع الجغرافيا البشرية يهتم بدراسة العلاقات المتعددة القائمة بين الانسان والبيئة المحيطة به و كيف توزع السكان وتركيبتهم على الارض ، كما يهتم أيضا بضرورة توضيح مدى الاختلافات المكانية من مكان لاخر من حيث توزيع السكان ، ونموهم وهجرتهم وتوزيعهم والعلاقة بين هذا وطبيعة الاماكن ، ويكمل هذا الفرع دور علوم الجغرافيا الاخرى كالسياسية والاقتصادية ، بالاضافة الى

اندماجه مع علوم جغرافية أخرى لدراسة الاسباب والعوامل الناتجة عن توزيع السكان وهجرتهم فوق سطح الارض ، ويركز على عدد من المجالات ذات العلاقة بالسكان ومن أهمها دراسة عدد السكان في الحاضر والمستقبل ويتمثل ذلك بالتركيز على نسبة المواليد والوفيات والهجرة مع الاخذ بالاسباب والنتائج.

٣ - <u>الإحصاء الحيوي:</u>

تعريفها: تتعدد التعاريف المتعلقة بالاحصاء الحيوي منها:

- (۱) هى الاحصاءات الخاصة بالاطوار المهمة من حياة الانسان من حيث أنه كائن حي منذ ولادته حتى وفاته ولذلك فهى تبحث حالة السكان من حيث الزيادة والنقص والحوادث الهامة التي تقع بهم وبذلك فان الاحصاءات الحيوية تشمل حالات الولادة والتبني والوفاة والزواج والطلاق والمرض والهجرة وتصدر بياناتها بذلك مع تبويبها وتصنيفها في صورمختلفة وبخصائص متنوعة من حيث النوع والعمروالمهنة وما الى ذلك من صفات.
- (۲) ذلك الفرع من الاحصاء الذي يهتم بأعداد الولادات والوفيات وعدد السكان ونسبة حدوث المرض ، والاستعمالات الاساسية للاحصاء الحيوي هي التحقق من الظروف التي تؤثر على الصحة ورفاهية المجتمعات خلال فترة من الزمن لتحديد الاسباب المحتملة لمثل هذه الظروف وبالنتيجة لمساعدة دراسة الوقاية من الوفيات والمرض ، ويتم تطبيق علم الاحصاء الحيوي في عدد من حقول علم البيولوجيا ليشمل تصميم التجارب البيولوجية و خاصة تلك المتعلقة بالطب والزراعة اضافة الى جمع و تلخيص وتحليل البيانات الناتجة عن هذه التجارب وترجمة النتائج على الرغم من توافر البرامج الاكاديمية الخاصة في

الاحصاء الحيوي في مرحلة الدراسات العليا للتخصصات الطبية والزراعية ، وتتعدد تطبيقات علم الاحصاء الحيوي لتشمل حقل الصحة البيئية العامة (علم الاوبئة ، أبحاث الخدمات الطبية ، التغذية ، الصحة البيئية وادارة وسياسة الرعاية الصحية) ، تصميم وتحليل التجارب السريرية في الطب ، وعلم الوراثة السكانية واحصاء علم الوراثة للربط بين الاختلاف في الطراز الجيني و اختلاف الطراز الظاهري حيث استخدم في المزارع لتحسين المحاصيل والانتاج الحيواني ، تحليل البيانات الجينومية ، تسلسل التحليل البيولوجي ، نظم علم الاحياء لتداخل الشبكات الجينية و تحليل مساراتها المختلفة.

٤ – علم الديموغرافيا:

تعريفه: تتعدد التعاريف المتعلقة بعلم الديموغرافيا منها:

- (۱) علم احصائي رياضي يهتم بدراسة حجم و توزيع وتركيب السكان ومكونات التغير الافقي والرأسي في هذه العناصر الثلاثة مثل المواليد والوفيات والهجرة ثم التغير الاجتماعي للفرد في المجتمع بصوره المتعددة اجتماعيا وثقافياو اقتصاديا.
- (٢) هو فرع من علم الاجتماع والجغرافيا البشرية يقوم على دراسة علمية لخصائص السكان المتمثلة في الحجم والتوزيع والكثافة والتركيب والاعراق ومكونات النمو (الانجاب والوفيات والهجرة) ونسب الامراض والحالات الاقتصادية والاجتماعية ونسب الاعمار والجنس ومستوى الدخل وغير ذلك في احدى المناطق.

٥ – الاحصاءات السكانية و الحيوية:

<u>تعريفها</u>: الدراسة الاحصائية المتعلقة بالانسان من حيث خصائصه وفعالياته والتغيرات التي تحدث له من تكاثر ووفاة وهجرة.

الاحصاءات السكانية:

تعريفها: الدراسة الاحصائية التي تهتم بالانسان من حيث تعداده وهجرته.

الاحصاءات الحيوية:

تعريفها: مجموعة الاحداث التي تصيب الانسان منذ ولادته وحتى وفاته.

الفصل الثاني

الاحصاءات السكانية و الحيوية

أهمية الاحصاءات السكانية و الحيوية:

١ - توفير البيانات التي تساعد في حل المشكلات السكانية.

٢- معرفة التوزيع السكاني في المناطق المختلفة مما يساعد في التنمية
 الاقتصادية.

٣- تقدير احتياجات البلد من خدمات تعليمية وصحية واسكانية.

٤- خلق توازن الانتقال السكان ما بين الريف والمدينة (منطقة وأخرى).

البيانات الاحصائية الضرورية للاحصاءات السكانية والحيوية:

١- عدد السكان الكلي في منتصف العام .

٢- عدد المواليد:

١/٢ عدد كل المواليد.

٢/٢ عدد المواليد الاحياء.

٣/٢ عدد المواليد الموتى.

٣- عدد الوفيات:

١/٣ عدد كل الوفيات.

٢/٣ عدد حديثي الولادة.

٣/٣ عدد الرضع .

7/3 عدد النساء المتوفيات بسبب الحمل والولادة .

٤ - عدد المهاجرين:

١/٤ المهاجرين الى البلد.

٢/٤ المهاجرين من البلد.

٥- عدد النساء:

٥/١ النساء في سن الحمل .

٥/٢ النساء المتزوجات.

التعاريف المتفق عليها في هذا الفصل:

١- الوفيات: الوفاة التي تحدث بعد الولادة وليس قبل الولادة.

٢- الاطفال الرضع: الاطفال دون السنة وأكثر من شهر.

٣- الاطفال حديثي الولادة: الاطفال من الولادة وحتى (٢٨) يوم.

٤- سن الحمل : بين (١٥ – ٤٥) سنة.

الاحصاءات السكانية والحيوية والتقدير السكاني

أو لا: التقدير السكاني

ثانيا: الاحصاءات السكانية

ثالثا: الاحصاءات الحيوية

أولا: التقدير السكاني

تتعدد طرق تقدير عدد السكان الا أن الطريقة الاكثر أهمية هي ايجاد علاقة خطية بين عدد السكان في سنة ما و عدد السكان في سنة أخرى وتسمى هذه العلاقة الخطية بمعادلة تقدير السكان الخطية وهي تأخذ الصيغة الآتية:

عن = (م ×ن) + ع٠

يتم ايجادها كما يلي:

م: الزيادة السكانية السنوية (نسبة)

عن: عدد السكان في نهاية الفترة الزمنية

ع. : عدد السكان في بداية الفترة الزمنية

ن : طول الفترة الزمنية (النهاية - البداية)

م = (عدد السكان في نهاية الفترة الزمنية - عدد السكان في بداية الفترة

الزمنية) / طول الفترة الزمنية

$$_{\alpha}=\left(\mathbf{3}_{\dot{\mathbf{0}}}-\mathbf{3}_{\dot{\mathbf{0}}}\right) /\left(\mathbf{0}_{\dot{\mathbf{0}}}\right)$$

مثال(١):

في احدى البلدان وجد أن عدد السكان في سنة ٢٠٠٥ هو مليون نسمة ثم زاد هذا العدد الى مليون ونصف نسمة سنة ٢٠١٥

المطلوب: اختر الاجابة الصحيحة للعبارات الاتية:

١- نسبة الزيادة السكانية هي:

$$(i) \cdots (i) \cdots (i) \cdots (i)$$

٢- المعادلة الخطية لتقدير عدد السكان هي:

٣- عدد السكان التقديري سنة ٢٠٢٠ هي:

(د) ۱۷۵۰۰۰۰ نسمة

الحل:

$$-1$$
 نسبة الزيادة السكانية م $=(3_0-3_1)$ ن

$$(7 \cdot \cdot \circ - 7 \cdot 1 \circ) / (1 \cdot \cdot \cdot \cdot - 1 \circ \cdot \cdot \cdot \cdot) =$$

م = م

بالتالي العبارة الصحيحة (ب)

$$Y-g_{ij}=(a\times ij)+g.$$

$$a_{i} = (\dots, 0 \times i) + \dots$$
 بالتالي العبارة الصحيحة (أ)

٣- عدد السكان التقديري سنة ٢٠٢٠

$$1 \lor \circ \cdot \cdot \cdot \cdot = 1 \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot + (1 \circ \times \circ \cdot \cdot \cdot \cdot) = 1 \circ \circ$$

بالتالي العبارة الصحيحة (د)

مثال(۲):

اذا كان عدد السكان في احدى محافظات مصر لسنة ٢٠٠٠ هو ٢٠٠٠

نسمة اذا أصبح سكان هذه المحافظة عام ٢٠٠٥ هو ٢٥٠٠٠ نسمة

حدد صحة أو خطأ العبارات الاتية:

١- نسبة الزيادة السكانية بين عامي ٢٠٠٠ و ٢٠٠٥ هي ٥٠٠٠.

۲- معادلة تقدير عدد السكان هي: (۱۰۰۰) ن + ۲۰۰۰۰ .

٣- عدد السكان لعام ٢٠١٠ هو ٢٥٠٠٠ نسمة .

الحل:

$$(\cdot \cdot \cdot - \cdot - \cdot \cdot) / (\cdot \cdot \cdot \cdot - \cdot \cdot) = - \cdot$$

م = ۱۰۰۰ بالتالي العبارة خاطئة

 $Y-g_{\dot{U}}=_{\eta}\times\dot{U}+g$.

بالتالى العبارة صحيحة

$$1 \cdot = 7 \cdot \cdot \cdot - 7 \cdot 1 \cdot = \because -7$$

ع
$$\cdot \cdot \cdot \cdot = 1 \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot + (1 \cdot \cdot \times 1 \cdot \cdot \cdot \cdot) = 1 \cdot \cdot \cdot$$
نسمة

بالتالي (العبارة خاطئة)

سؤال للطالب: في التمرين السابق قدر عددالسكان لعام ٢٠١٣.

ثانيا: الإحصاءات السكانية

القوانين الخاصة بالاحصاءات السكانية:

١- الزيادة الطبيعية للسكان = عدد المواليد - عدد الوفيات

٢- معدل الزيادة الطبيعية للسكان في سنة ما =

(الزيادة الطبيعية للسكان/عدد السكان في منتصف السنة) × ١٠٠٠

٣- محصلة الهجرة = المهاجرين الى البلد- المهاجرين من البلد

٤- الزيادة السكانية = الزيادة الطبيعية للسكان + محصلة الهجرة

٥- معدل الهجرة في سنة ما =

(محصلة الهجرة في تلك السنة / عدد السكان في منتصف السنة)× ١٠٠٠

٦- معدل الزيادة السكانية:

7/7 (الزيادة السكانية / عدد السكان في منتصف السنة) \times 1.00 /7 (المو اليد+المهاجرين للبلد) – (الوفيات + مهاجرين من البلد) /7 عدد السكان في منتصف السنة \times 1.00

7/٦ معدل الزيادة الطبيعية + معدل الهجرة في ذلك العام .

مثال(١<u>)</u>:

اذا كان عدد المواليد في احدى المدن هو ٨٠٠٠٠ نسمة وعدد الوفيات معدل نسمة وعدد السكان في منتصف السنة هو ٥٠٠٠٠٠٠ نسمة نجد أن معدل الزيادة الطبيعية هو:

(أ) ٢ لكل ألف (ب) ٣ لكل ألف (ج) ٤ لكل ألف (د) ٥ لكل ألف الحل :

معدل الزيادة الطبيعية = (عدد المواليد – عدد الوفيات) / عدد السكان في منتصف السنة × ١٠٠٠

 $1 \cdot \cdot \cdot \times \circ \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot / (1 \circ \cdot \cdot \cdot - \wedge \cdot \cdot \cdot) =$

= ٣ لكل ألف الاجابة الصحيحة (ب)

مثال(۲):

في احدى قرى الريف المصري في سنة ٢٠١٦ وجد أن عدد المواليد الاحياء ٥٠٠٠٠ نسمة وعدد الوفيات ٢٥٠٠٠ نسمة وعدد المهاجرين إلى القرية ٢٠٠٠٠ نسمة فإذا علمت أن عدد السكان في القرية في منتصف السنة هو ١٥٠٠٠٠ نسمة حدد صحة أو خطأ العبارات الاتية:

- ١- معدل الزيادة الطبيعية هي ١٠٠ لكل ألف.
 - ٢- معدل الهجرة هي ٨٠ لكل ألف.
 - ٣- معدل الزبادة السكانية هو ١٢٠ لكل ألف.

الحل:

- - $1 \cdot \cdot \cdot \times 10 \cdot \cdot \cdot \cdot / (1 \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot 0 \cdot \cdot \cdot \cdot \times 10 \cdot \cdot \cdot) / (1 \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \times 10 \cdot \cdot \cdot \cdot \times 10 \cdot \cdot \cdot \times 10 \cdot \cdot \cdot \times 10 \cdot \times 10 \cdot \times 10 \cdot \times 10 \cdot \cdot$
- -7 معدل الزيادة السكانية = معدل الزيادة الطبيعية + معدل الهجرة معدل الزيادة السكانية = -1.0 + -1.0 بالتالي (العبارة خاطئة)

<u> ثالثا: الإحصاءات الحبوية</u>

<u>تنقسم الى نوعين :</u>

- ١- احصاءات الوفيات
- ٢- احصاءات الخصوبة
 - ١ احصاءات الوفيات

<u>القوانين الخاصة باحصاءات الوفيات:</u>

- ١- عدد وفيات الاطفال الرضع = عدد وفيات الاطفال أقل من سنة عدد وفيات حديثي الولادة
- ٢- معدل الوفاة العام (الخام) = عدد الوفيات أثناء السنة / عدد السكان
 في منتصف السنة × ١٠٠٠
- -7 معدل وفيات الرضع = عدد وفيات الرضع في السنة / عدد المواليد الاحياء في تلك السنة \times ١٠٠٠
- ٤- معدل وفيات حديثي الولادة = عدد وفيات حديثي الولادة / عدد المواليد الاحياء × ١٠٠٠
- \circ معدل المواليد الموتى = عدد المواليد الموتى / عدد المواليد الاحياء \times
- 7 معدل وفيات الامومة = عدد وفيات النساء بسبب الحمل أو الولادة -7 عدد المواليد الاحياء \times

مثال(۱)

اذا كان عدد الوفيات باحدى المدن عام ٢٠١٥ يساوي ٧٠٠٠٠ نسمة واذا علم أن عددالسكان في منتصف السنة يساوي ٢٠٠٠٠٠ نسمة نجد أن معدل الوفاة العام (الخام) يساوي:

(أ) ۷۰۰ لكل ألف (ب) ۱۰۰ لكل ألف (ج) ۱۰ لكل ألف (د) ۲۰ لكل ألف الحل :

> > بالتالي فإن الاجابة هي رقم (ج)

مثال(٢)

اذا كان عدد المواليد الاحياء ٢٠٠٠٠٠ طفل وعدد المواليد الموتى ٢٠٠٠٠ وعدد وفيات الأطفال الأقل من سنة يساوي ٥٠٠٠ طفل منهم ٥٠٠٠ طفل حديثي الولادة

المطلوب حدد صحة أو خطأ العبارات الاتية:

-1معدل المواليد الموتى $= 1 \cdot \cdot \cdot \cdot$ لكل ألف .

٢- معدل وفيات الاطفال الرضع هو ٢٢,٥ لكل ألف.

٣- معدل وفيات الاطفال حديثي الولادة هو ٢٥ لكل ألف

الحل:

1 -معدل المو اليد الموتى = 1 - + 1 - 1 - معدل المواليد الموتى

معدل المواليد الموتى = ١٠٠٠ لكل ألف العبارة خاطئة

 $1 \cdot \cdot \cdot \times (0 \cdot \cdot \cdot \cdot - (0 \cdot \cdot \cdot - 0 \cdot \cdot \cdot - 0) / (0 \cdot \cdot \cdot - 0 \cdot \cdot \cdot - 0) / (0 \cdot \cdot \cdot - 0 \cdot \cdot \cdot - 0) / (0 \cdot \cdot \cdot - 0 \cdot \cdot - 0) / (0 \cdot \cdot \cdot - 0 \cdot \cdot - 0) / (0 \cdot \cdot \cdot - 0 \cdot \cdot - 0) / (0 \cdot \cdot \cdot - 0 \cdot \cdot - 0) / (0 \cdot \cdot \cdot - 0 \cdot - 0) / (0 \cdot \cdot \cdot - 0 \cdot - 0) / (0 \cdot - 0 \cdot - 0) /$

 $-\infty$ معدل وفيات الاطفال حديثي الولادة $-\infty$ / $-\infty$ / كدل ألف العبارة خاطئة $-\infty$

مثال (٣)

اذا كان عدد وفيات النساء بسبب الحمل أو الولادة يساوي ٩٠٠٠٠ امرأة وعدد المواليد الاحياء ٩٠٠٠٠ طفل بالتالي نجد أن معدل وفيات الامومة هو:

(أ) ۱۰۰ لكل ألف (ب) ۱۵۰ لكل ألف (ج) ۱۸۰ لكل ألف (د) ۱۳۰ لكل ألف الحل:

معدل وفيات الامومة = 0.000 ، 0.000 ، 0.000 الكل ألف الاجابة الصحيحة (أ)

مثال(٤)

في المثال السابق اذا زاد عدد وفيات النساء بسبب الحمل أو الولادة بنسبة ٠١% وعدد المواليد الاحياء بنسبة ١٥%

حدد صحة أو خطأ العبارة الآتية:

معدل وفيات الامومة هو : ٩٥,٧ لكل ألف.

الحل:

عدد وفيات النساء بسبب الحمل أو الو لادة = 0.000 + 0.000 + 0.000 عدد وفيات النساء بسبب الحمل أو الو لادة = 0.000

عدد المو اليد الاحياء = 0.000 + 0.000 + 0.000 اطفل معدل وفيات الامومة = 0.000 + 0.000 الحبارة صحيحة

٢- احصاءات الخصوية

القوانين الخاصة باحصاءات الخصوية:

- 1- معدل الولادة الخام = عددالمو اليدالاحياء / عدد السكان في منتصف السنة × ١٠٠٠
- ٢- معدل الخصوبة العام = عددالمو اليدالاحياء / عدد النساء في سن
 الحمل في منتصف السنة × ١٠٠٠
- -7 معدل الخصوبة للنساء المتزوجات = عددالمواليد الاحياء في السنة -7 عدد النساء المتزوجات في منتصف السنة -7
- 3- معدل الخصوبة حسب فئات العمر = عدد المواليد الاحياء للنساء في فئة عمر محددة / عدد النساء في تلك الفئة في منتصف السنة \times

مثال(۱)

اذا كان عدد المواليد الاحياء في محافظة القليوبية في سنة ما هو ٤٠٠٠٠ طفل وكان عدد السكان في منتصف السنة ٥٠٠٠٠٠ نسمة

اختر الاجابة الصحيحة للعبارة الاتية:

معدل الولادة الخام هو:

(أ) ۱۲۰ لكل ألف (ب) ۹۰ لكل ألف (ج) ۲۰ لكل ألف (د) ۸۰ لكل ألف الحل:

مثال(۲)

اذا كان عدد المواليد الاحياءفي سنة 7.17 هو 7.17 طفل وكان عدد النساء في سن الحمل في 1-V-7 هو 1-V-7 امرأة حدد صحة أو خطأ العبارة الآتية:

معدل الخصوبة هو ٢٠ لكل ألف.

الحل:

معدل الخصوبة = ٢٤٠٠ / ٢٤٠٠ = ٣٠ لكل ألف

(العبارة خاطئة)

مثال (٣)

اذا كان عدد المواليد الاحياء في احدى المدن في سنة ٢٠١٤ هو ٨٠٠٠ طفل وعدد النساء المتزوجات في -V-3 امرأة نجد أن معدل الخصوبة للنساء المتزوجات هو:

(أ) ۱۲ لكل ألف (ب) ۱۰ لكل ألف (ج) ٨ لكل ألف (د) ٩ لكل ألف الصلاد

الاجابة الصحيحة هي (ب)

مثال(٤)

اذا كان معدل الخصوبة للنساء المتزوجات هو ١٠٠ لكل ألف في سنة ٢٠١٥ وكان عدد النساء المتزوجات في منتصف السنة هو مليون نسمة .

المطلوب: حدد صحة أو خطأ العبارة الاتية:

(عدد المواليد الاحياء هو ١٠٠٠٠ طفل)

الحل:

معدل الخصوبة للنساء المتزوجات = عددالمواليد الاحياء في السنة / عدد النساء المتزوجات في منتصف السنة × ١٠٠٠

عدد المواليدالاحياء في السنة = معدل الخصوبة × عدد النساء المتزوجات في منتصف السنة

عددالمو اليدالاحياء في السنة =١٠٠٠ ÷١٠٠٠ ×١٠٠٠

= ۱۰۰۰۰۰ طفل (العبارة خاطئة)

مثال(٥)

اذا تو افرت لديك بيانات الجدول الاتى:

| عددالمو اليدالاحياء | عدد نساء | فئات |
|---------------------|----------|---------|
| ٣٠٠٠ | 7 | T0 - T. |
| ٤٠٠٠ | ۸٠٠٠ | ٤٥ – ٣٦ |

حدد صحة أوخطأ العبارة الاتية:

١- معدل الخصوبة للفئة العمرية ٣٠-٣٥ هو ٥٠ لكل ألف.

- ٢- معدل الخصوبة للفئة العمرية ٣٦-٤٥ هو ٥٠ لكل ألف.
- ٣- معدل الخصوبة الفئة العمرية ٣٠-٤٥ (معدل الخصوبة العام) هو ٥٠ لكل ألف

الحل:

1- معدل الخصوبة للفئة العمرية ٣٠-٣٥ = ٣٠٠٠ ÷ ٢٠٠٠٠

م اكل ألف ، • • اكل ألف

(العبارة صحيحة)

 \times ۸۰۰۰۰ ÷ ٤۰۰۰ = ٤٥-٣٦ الفئة العمرية -٣٦ معدل الخصوبة للفئة العمرية

٠٠٠٠ = ٥٠ لكل ألف

(العبارة صحيحة)

٣- معدل الخصوبة للفئة العمرية ٣٠-٥٥ (معدل الخصوبة العام) =

الف $\circ \circ = 1 \cdot \cdot \cdot \times (\Lambda \cdot \cdot \cdot \cdot + \Lambda \cdot \cdot \cdot \cdot) / (\xi \cdot \cdot \cdot \cdot + \Lambda \cdot \cdot \cdot \cdot)$

(العبارة صحيحة)

تمارين على الباب الثامن

تمرین(۱)

اذا كان عدد المواليد في احدى المدن المصرية هو ٥٠٠٠٠ نسمة وعدد الوفيات هو ٤٠٠٠٠ نسمة ومعدل الزيادة الطبيعية هو ٥٠٠ لكل ألف. ما هو عدد السكان في منتصف السنة؟ واذا اصبح معدل الزيادة في السنة التالية ٢٠٠ لكل ألف ما هو عدد السكان في منتصف السنة؟ اذا علمت ان عدد الوفيات انخفض بنسبة ١٠% وعدد المواليد زاد بنسبة ٢٠%.

تمرین(۲)

اذا علمت ان معدل الزيادة السكانية في احدى المدن هو ٨٠ لكل ألف وأن معدل الهجرة ٦٠٠ لكل ألف وأن عدد المواليدلهذه المدينة هو ٢٠٠٠٠٠ نسمة اوجد عدد وفيات هذه المدينة.

تمرین(۳)

اذا كان عدد الوفيات في بلد ما سنة ٢٠١٦ يساوي ٥٠٠٠٠ نسمة وإذا علم أن معدل الوفاة العام (الخام) هو الكل ألف فاوجد عدد السكان في منتصف السنة.

تمرین(٤)

اذا علمت أن وعدد وفيات الاطفال الاقل من سنة يساوى ٦٠٠٠ طفل منهم ٣٦٠ طفل حديثي الولادة و عدد المواليد الاحياء ٥٠٠٠٠٠ طفل المطلوب:

- ١- عدد الاطفال الرضع.
- ٢- معدل وفيات الاطفال الرضع.
- ٣- معدل وفيات الاطفال حديثي الولادة.

تمرین(٥)

اذا كان عدد المواليد الاحياء ٤٠٠٠ طفل وعدد النساء المتزوجات في منتصف السنة يساوى ١٠٠٠٠٠ امرأة اوجد معدل الخصوبة للنساء المتزوجات.

<u>تمرین(٦)</u>

حدد صحة أو خطأ العبارات الاتية:

- 1- تضم الاحصاءات الحيوية كل من احصاءات الوفيات واحصاءات المواليد.
- Y- معدل الزيادة السكانية لبلد ما = (الزيادة السكانية \div عدد السكان لهذه البلد) \times
- ٣- الاحصاءات السكانية هي الدراسة الاحصائية التي تهتم بالانسان من
 حيث تعداده و هجرته.
 - 3- عدد وفيات الاطفال الرضع = عدد الاطفال أقل من سنة تمرين (\lor)

اذا كان عدد المواليد الأحياء في سنة ما هو ٢٠٠٠ طفل وكان عدد النساء في سن الحمل في منتصف السنة ٥٠٠٠٠ امرأة فإن معدل الخصوبة هو:

(أ) ۲۰ لكل ألف (ب) ۳۰ لكل ألف (ج) ٤٠ لكل ألف (د) ٥٠ لكل ألف

التطبيقات



التطبيق الأول

اختر الاجابة الصحيحة لكل عبارة من العبارات الآتية:

• إذا كان الانتاج السنوى بالمليون جنيه لأحد المصانع (سنة ٢٠١٣ هي نقطة الأصل)

| 7.17 | 7.10 | 7.15 | 7.18 | السنة |
|------|------|------|------|---------|
| ١. | ٨ | ٤ | ۲ | الانتاج |

اوجد ما يلي:

١ - وسيط الانتاج:

| (د) ۱۰ ملیون جنیه | ج) ٤ مليون جنيه | مليون جنيه (٠ | رِ ال | مليون جنيه | Λ | (أ) |
|-------------------|-----------------|---------------|----------|------------|---|-----|
| | | | | ٤., | | |

٢- الربيع الأدنى للانتاج:

٣- الربيع الأعلى للانتاج:

٤- نصف المدى الربيعي للانتاج:

٥- معامل الاختلاف الربيعي للانتاج:

٦- معامل التواء بولى الربيعي للانتاج:

٧- معامل الانحدار (أ):

| | | (/ - | |
|---------|---------|---------|---------|
| 1,0 (2) | (ج) ۳٫٥ | (ب) ۳,۱ | (أ) ۸,۲ |

| | | | | | | (ب): | لانحدار | ، – ثابت ۱ | ٨ |
|-----|--------------------------|----------------|-------------------------|------------------|--------------|--------------|----------|-------------|-------------|
| | ١,٤ (۵) | | ١,٦ (- | (ج | ١,٢ | (ب) | ١ | ,۸ (أ) | |
| | سنة ۲۰۱۳ | ع تبراً | بة السابقة مع | ة الزمني | ام للسلسلا | لاتجاه الع | خط ا | ٥- معادلة | 1 |
| | | | | | | ىىل: | طة الأد | هی نقد | |
| ١, | ص= ۱ ,۳ _س + ٤ | (7) | =۳, ۵س+۲,۱ | (ج) ص | ۲٫۸+س۲, | (ب) ص=۸ | ٣,١+, | ص=٦,٦س | (أ) |
| | | | | | | :۲۰۲ | عام ٠ | ۱- انتاج | • |
| نیه | ۱۸٫٦ مليون جا | (7) | ۱ مليون جنيه | (ج) ۹٫۳ | ليون جنيه | ب) ۲۱٫۶ م |) جنیه (| ۲۰٫۳ مليوز | (أ) |
| | | | | | ية: | بيانات التاا | لديك ال | تو افرت | • |
| ۲. | کمیات عام ۱٦ | 7.1 | | | | | | | |
| | 10 | | ٩ | • |) •) | ٦ | | عصائر ألبان | |
| | | | | | | | :, | <u> </u> | ا او. |
| | | | . هو: | للاسعار | لبسيط البسيط | ي التجميعي | القياسر | 1- الرقم | 1 |
| | %1 £ 7,0 (| 7) | %١٥٤,٥ (ج) %١٦٠,٥ (ب) % | | | | %۱ | ٤٦,٥ (أ) | |
| _ | | | | | | هو: | لاسبير | ۱۱ - رقم ا | ۲ |
| | %10£ (3 | a) | %1YA | (ج) | %1c | (ب) ۸ | % | (أ) ۱۹۳ | |
| | | | | | | : | باش هو | ۱۱ – رقم ب | ٣ |
| | %۱YA (± | <u>)</u> | %19٣ | (ج) | %171 | (ب) م,ر | % | (أ) ١٥٤ | |
| | | | | | : , | وبالي هو | دورېش | : ۱ – رقم د | ٤ |
| | %۱YA (± | a) | %19٣ | (ڊ) | %1c | (ب) ٤ | %۱ | (أ) ۲۷٫٥ | |
| | | | | : | فيشر هو: | ي الأمثل له | القياسر | ، ١ – الرقم | ٥ |
| | %1A9 (± | a) | %17V,c | (ج) | %1° | (ب) ٤ | % | (أ) ١٥٨ | |
| | | | • | | | | | | |

- تبين لأحد المصانع المنتجة لقطع غيار الغسالات أن متوسط عمر القطعة من منتج معين هو ٥٠٠ ساعة وأن الانحراف المعيارى ١٢ ساعة فإن:
- 17- احتمال أن يكون عمر أحد القطع المنتجة تتراوح ما بين ٤٨٨ ساعة ، ١٦- ساعة هو:

(أ) ۲۲۸۲, (ب) ۱۶۲۶, (ج) ۲۳۵, (د) ۲۵۳۷, (۱

۱۷ - احتمال أن يكون عمر أحد القطع المنتجة ۸۸۵ ساعة على الأقل هو:
 (أ) ۰,۷۳۳٥ (ب) ۹۲۱٤، (ج) ۱,۷۳۳٥ (د) ۰,۷۳۳٥.

۱۸ - احتمال ألا يزيد عمر أحد القطع المنتجة عن ٤٨٨ ساعة هو:
 (أ) ٣٦٧١، (ب) ٢٥١٣، (ج) ٠,١٠٦٨ (د) ١,١٥٨٧.

19- احتمال أن يكون عمر أحد القطع المنتجة يتراوح ما بين 110 ساعة و ٧٢٠ ساعة هو:

- (أ) ۲۱ ۲۵۳, (ب) ۲۵۷۱, (ج) ۱۱۵۵۰, (د) ۱۱۵۵۰, (د)
- ۲- احتمال أن يكون عمر أحد القطع المنتجة ٥١٢ ساعة على الأكثر هو:
 (أ) ٣٤١٣، (ب) ٠,٧٢١٥ (ج) ١,٩٢١١، (د) ٢٥٧٨،
 - بلغت نسبة المصابین بمرض البلهارسیا فی إحدی قری الریف المصری
 حجمها ۱۰۰۰۰ فرداً ۲۰% وعند مستوی معنویة ∞ = ۱% فإن:

٢١ الحد الأدنى لنسبة المصابين بمرض البلهارسيا في مجتمع الريف المصرى عموماً هو:

(أ) ۱۸ (ك.) ۱۹ (ج.) ۲۰ (د.) ۱۲%

٢٢- الحد الأعلى لنسبة المصابين بمرض البلهارسيا في مجتمع الريف المصرى عموماً هو:

| _ | | | | |
|---|--------------|------------------|-----------------|-----------|
| | %۲۲ (᠘) | %۲1 (<u>~</u>) | %Y•(_) | (أ) ۱۹% |
| 1 | / (-) | (-) | (-) | 75 , (() |

• إذا كان لدينا عينة حجمها ٥٠ وحدة منتجة موزعة حسب الأرباح الصافية والتكاليف الكلية (بالألف جنيه)

| المجموع | 70-7. | -10 | -1. | التكاليف س |
|---------|-------|-----|-----|------------|
| | | | | الأرباح ص |
| ۲. | 10 | _ | ٥ | -۲ |
| ۲. | _ | ١٦ | ٤ | - { |
| ١. | _ | ٩ | ١ | ۸-٦ |
| ٥, | 10 | 70 | ١. | المجموع |

نجد أن:

٢٣ - معامل ارتباط بيرسون (ر) هو:

| | | ` ' | |
|---------|----------|---------|----------|
| ٠,٤ (١) | (ج) ۸- (| (ب) ۰٫٦ | ٠,٤- (أ) |

٢٤- هناك علاقة بين التكاليف الكلية والأرباح الصافية:

| (أ) طردية شبه متوسطة (ب) عكسية قوية جداً (ج) طردية قوية (د) عكسية شبه متوسطة |
|--|
|--|

٢٥- معامل انحدار ص / س (أ) يساوى:

٢٦- الجزء الثابت (ب) هو:

٢٨- الحد الأعلى لمتوسط الأرباح في المصنع عموماً عند مستوى معنوية ∝ = ٥% هو:

(أ) ۲۲۷۰٫۹ جنیه (ب) ۳٤٣٦٫۷ جنیه (ج) ٤٤٨٩,٧ جنیه

٣٠ - الحد الأدنى لمتوسط الأرباح في المصنع عموماً عند مستوى معنوية ∞ = ٥% هو:

$$- 7$$
 معادلة خط الاتجاه العام هى:
 (أ) ص=-0,2س-9, (ب) ص=0,7 اس+4,9 (ج) ص=-3,0س+4,0 (د) ص $= 9,0$

٣٢ - إذا كانت الأرباح الصافية ١٨٠٠ جنيه فإن التكاليف الكلية هي:

إذا تو افرت لديك البيانات التالية:

| نفقة المعيشة | الأجور | البند |
|--------------|-------------|-------|
| بالألف جنيه | بالألف جنيه | السنة |
| 1 | ٣٥ | 77 |
| 710. | 070. | 7.10 |

فإن:

٣٣- الرقم القياسي للأجور النقدية هو:

| % ۱ A · (2) | (ج) ۱۷۰% | (ب) ۱٦٠% | %10· (أ) |
|-------------|-----------------------|----------|----------|
|-------------|-----------------------|----------|----------|

| | | | | : | المعيشة هو | نفقة | لقياسى ا | - الرقم ا | ٣٤ |
|---------------------------------------|---------------------------|------------|-------|----------------------|---------------------|------------|-----------|-------------|--------|
| | %1 7 • (2) | | % | (ج) ۱۸۵ | ۷۱۷٥ (ب | (ب | %1A | (أ) | |
| | | | | : . | ر الحقيقي هو | ُلأجر | القياسى ا | الرقم ا | -40 |
| | %A0,V(J) | | | (ج) ۳,۴۸۵ | %YA,Y (G | (ب | %9£, | (أ) ۲ | |
| | | | | | انات التالية: | البي | ت لديك | ذِا تُوافر | • |
| | 10 10 7. | | | 10 | | ١. | مار س | الأس | |
| | ٩ | ٩ | | ٩ | ٨ | | | ات ص | |
| | | | | | | | إن: | ف | |
| بيرمان للرتب بين الأسعار والكميات هو: | | | | سبير | ارتباط | - معامل | -٣٦ | | |
| | (ک) ۲,۰ | | | (ج) ۹,۰ | ٠,٨ (د | (ب | • | (أ) ۲ | |
| | ، هو (أ) يسا <i>و ي</i> : | | | سعار ص / ا | يات على الأ، | الكم | انحدار | - معامل | -٣٧ |
| | ٠,٠ (٤) ١,٠ | | | (ج) ۳,۰ | ٠,٥ (د | (ب | ٠, | ٤ (أ) | |
| | | | | يساوى: | (ب) | الثابت (| الجزء | -۳ለ | |
| | | o (7) | | (ج) ۲ | ٣ (د | (ب | | ٤ (أ) | |
| | | | | سعار هی: | يات على الأه | الكم | انحدار | - معادلة | -٣9 |
| ٠,٤-ں | س ۰٫٦=ر | + ٥ (د) صر | س | (ج) ص=۶,۰ | ے ۲ س ۲ =ر |) صر | + ۲ (ب | : ۶,۰ س | (أ) ص= |
| | ساوى: | هو (ج) يا | س | میات س / م | عار على الك | الأس | انحدار | - معامل | - ٤ • |
| | | (د) ٥, ١ | | (ج) ۲,۱ | 1,7 (| (ب | ١, | ۲ (أ) | |
| | : | لانحدار هو | ے الا | لومية معاملي | سون (ر) بم ع | بيرس | ارتباط | - معامل | - ٤ ١ |
| | • | ,۸۲ (۷) | | (ج) ٥٨,٠ | ٠,٨٤ (د | (ب | ٠,٨ | ۱ (أ) | |
| | | | | | | | | | |

| | | | ٤ - تباين الوزن ه |
|--------------------|--------------------------|--------------------|-----------------------------------|
| (ح) ه ۹ | (∻) ۰۸ | (ب) ۲٥ | ٧٠ (أ) |
| علامة هو: | ب لرقم واحد بعد ال | ياري للوزن مقرد | ٥- الانحراف المع |
| 0,9 (2) | (ج) ۸۹,٤ | ۸,۹ (ب) | ٦,٩ (أ) |
| . بعد العلامة هو: | ن مقرب لرقم واحد | ف المعياري للوزر | 7- معامل الاختلا ا |
| %7٣,V (<u></u> 2) | %۱٣,٧ (+) | (ب) ۱۲٫۳% | %۱۱,۲ (ĺ) |
| | | ، هو : | ٧- معامل الالتواء |
| (د) صفر | (خ) ۱- | (ب) + ۱ | ۲- (أ) |
| | | | ۸- شكل التوزيع: |
| (د) متماثل | (ج) التواء موجب | (ب)قريب من التماثل | (أ) النواء سالب |
| | وزيع السابق هو: | الى الذى يتبعه الت | ٩- التوزيع الاحتم |
| (د) جاما | (ج) بو اسون | (ب) ذو الحدين | (أ) الطبيعي |
| <u>يلى:</u> | ق تحديده اوجد ما | ع الاحتمالي السايز | • باستخدام التوزي |
| ٥٥ کجم ، ٧٥ کج | ف في العينة بين | زاوح وزن الخرو | ١٠ - احتمال أن ين |
| (2) ۲۷۳۷, ۰ | (ج) ۲۷۷۲,۰ | (ب) ۲۸۳۳۸۰ | (أ) ۲۲۲۲, |
| ل بالعينة هو: | ٧٣ كجم على الأق | الذين يبلغ وزنهم | ١١- عدد الخراف |
| (۲) ۲۷۶ | ۱٤٨ (ج) | ۱۸٤ (ب) | (أ) |
| كثر بالعينة لأقرب | م ۸۵ کجم علی الا | الذين يبلغ وزنه | ١٢- نسبة الخراف |
| | T | يى: | رقم صحیح ه |
| %97 (<u>2</u>) | %٩٧ (÷) | (ب) ۹۹% | %9 <i>0</i> (أ) |
| مزرعة هو: | ٧٣ كجم فأكثر بالـ | الذين يبلغ وزنهم | ١٣- عدد الخراف |
| (۱۷۱ ع | (ج) ۱۱۸٤ | | |

| بالعينة مقرب لرق | من عدد الخراف | يقل عنه ٣٠% | ۱۶– الوزن الذ <i>ى</i> |
|-------------------|----------------------|-------------------------------------|-------------------------|
| | | لامة هو: | واحد بعد الع |
| (٦) ١٨٤ | (ج) ۶٫۶ | ٦٩,٤ (ب) | ٦٠,٤(أ) |
| كجم في المزرع | قل وزنهم عن ٥٨ | الخراف الذين يا | • <u>عند تقدیر نسبا</u> |
| | | قة ٥٥% فإن: | عموماً بدرجة ث |
| | | لهذه النسبة هو: | ٥١- الحد الأدنى |
| %99 (<u></u> 2) | (ج) ۸۹% | (ب) ۹۷% | %90 (أ) |
| | | لهذه النسبة هو: | ١- الحد الأعلى |
| %9 Y (2) | %٩٨ (÷) | (ب) ۹۹% | (أ) ۱۰۰ |
| | التقدير هو: | نوية المستخدم في | ١١- مستوى المعا |
| %٩٩ (<u>১</u>) | %90 (=) | (ب) ہ% | %۱ (أ) |
| | | للعدد هو: | ١١- الحد الأدنى |
| 1 (7) | (ج) ۹۸۰۰ | (ب) ۹۷۵۰ | (أ) ۲۰۰۰ |
| عموماً بدرجة ثق | ف في المزرعة ، | سط وزن الخروة | ، <u>عند تقدیر متو</u> |
| | | | <u>٩ ٩ % فإن:</u> |
| | لة ثقة هى: | إرية المقابلة لدرج | ١٠- الدرجة المعي |
| •,•1 (2) | (ج) ۸۰,۲ | (ب) ۱٬۹٦ | ٥,٥٨ (أ) |
| إحد بعد العلامة ه | وف مقرب لرقم و | لمتوسط وزن الخر | ٢- الحد الأدنى |
| 70,V (<u>1</u>) | (ج) ۲۰٫۳ | (ب) ۲٤,۷ | 7 ٤,٣ (أ) |

| و: | لامة ه | د بعد الع | لرقم واح | ، مقرب | الخروف | سط وزن | لمتو | الأعلى | ١٢ - الحد |
|----|----------|-----------|--------------|------------|------------------|-----------|----------|-----------|-----------------|
| | | ٦٤,٣ (| [7] | ٦٤,٧ (| (÷) | ٦٥,٣ (| (ب | | (أ) ۲۰,۷ |
| | | | | | | | | <u>ى:</u> | السوال الثان |
| | ِل وفقاً | ن المحمو | ت التليفور | ی شرکاد | ملاء إحد | عة من عد | جموء | زيع م | فیما یلی تو |
| | | | | | | بالجنيه: | هرية | ة الشو | لقيمة الفاتور |
| _ | المجمو | -170 | | -170 | | | | | قيمة الفاتورة |
| | ١ | ١. | 10 | ۲. | ۲. | ١. | ` | 10 | عدد العملاء |
| | | | | | | | | | من الجدول |
| | | | : | حيح هو: | ، رقم ص | رة لأقرب | الفاتو | ۔ قیمة | ۲۲- وسيط |
| | | ۱٦٣ (| (7) | 171 (| (ڊ) | 170 (| (ب | | (أ) ۱٦٨ |
| | | | | ة هو: | نة الرافعا | رة بطرية | الفاتو | ، قيمة | ٢٣- منوال |
| | | ۱۷٦ (| [7] | 179 (| (÷) | ۱۲۸(| (ب | | (أ) ٨٥١ |
| ŕ | ِب رق | نوال لأقر | سيط والم | لومية الو. | | | | | ۲۶- متوس |
| | | | | | | | . 1 | ح هو: | اً) ۱۲۹ |
| | | 171 (| (7) | ۱۳۳ (| (ج) | 177(| (ب | | 179 (1) |
| | | | | | | | | | ۲۵- نصف |
| | | ١٠ (| [7) | ٩ (| (÷) | ۸ (| (ب | | ۲ (أ) |
| | | لمة هو: | بعد العلا | قم واحد | مقرب لر | الربيعي | نلاف | الاخد | <u>۲٦</u> معامل |
| | 9 | 617,7 (| | 61 • ,7 (| | | | | % £, ٣ (ĺ) |
| | | | | | رلى هو: | ربيعي لبو | اء ال | ، الالتو | ۲۷– معامل |
| | |) صفر | [7] | ١ - (| (÷) | ١ + (| (ب | | (أ) ۳- ۳,۰ |
| | | | <u>l</u> | | 1 | | <u> </u> | | |

السؤال الثالث:

فيما يلي أسعار وكميات مجموعة من السلع خلال عامي ٢٠١٥، ٢٠١٦

| ۲. | ١٦ | 7.10 | | السلعة |
|-------|-------|-------|-------|-----------|
| كميات | أسعار | كميات | أسعار | -6 |
| ١٢ | ٧٥ | ١. | ٥, | سمك |
| ٩ | ٥, | ٨ | ٣. | لبن |
| ٧ | ١٦ | ٥ | ١. | تمر هندی |

من الجدول السابق فإن:

٢٨ - الرقم القياسي التجميعي للأسعار المرجح بكميات سنة الأساس (رقم لاسبير) هو:

٢٩ - الرقم القياسي التجميعي للأسعار المرجح بكميات سنة المقارنة (رقم باش) هو:

| %00,0 (<u>1</u>) | %100,V (+) | (ب) ۲,۵۵۱% | %100,0 (Í) |
|--------------------|-------------------------|------------|------------|
|--------------------|-------------------------|------------|------------|

٣٠ - الرقم القياسي الأمثل لفيشر هو:

| %00,7 (<u>1</u>) | (ج) ۷,٥٥% | (ب) ۸,۵۵۱% | %100,7 (j) |
|--------------------|-----------|------------|------------|
|--------------------|-----------|------------|------------|

السؤال الرابع:

إذا كان متوسط عدد ساعات العمل بمصنع الهنا ٥٠ ساعة اسبوعياً ، متوسط عدد الوحدات المنتجة اسبوعياً ٥٥ وحدة ، الانحراف المعيارى لعدد الساعات ٥ ساعات ، ولعدد الوحدات المنتجة ٦ وحدات فإذا علمت أن الارتباط بين عدد الساعات وعدد الوحدات المنتجة يبلغ ٨٠% فإن:

٣١ - الار تباط بينهما:

| (د) طر دی ضعیف | (ج) طر دی متوسط | (ب) طردی قوی | (أ) عكسى قو ي |
|----------------|-----------------|--------------|---------------|
| () | J - J () | (. , | () |

٣٢ - معامل انحدار عدد الوحدات المنتجة على عدد ساعات العمل هو:

| 4 - (7) | (ج) ۳ | (ب) – ۲۹,۰ | (أ) ۴,۹٦ |
|---------|-------|------------|----------|
|---------|-------|------------|----------|

٣٣- ثابت الانحدار هو:

(د) - ۲۹,۰ (ج) ۹۱ (ج) (ب) ۳

٣٤- معامل التحديد هو:

(ب) ۲۹٫۰ ٠,٨٠ (أ) (ک) ۶۲,۰ (ج) – ۳

٣٥ عدد الوحدات المتوقع انتاجها عندما تكون عدد ساعات العمل ٦٠

ساعة لأقرب رقم صحيح هو: ٥٥ (ب) ٤٥ ٥٢ (٦) (ج) ۳٥

الجداول الاحصائية



التوزيع الطبيعى المعيارى

| ح(ی) | ی | ح(ی) | ی | ح(ی) | ی |
|--------------|------|---------|---------|----------|------|
| ٠,٧١٩٠٤ | •,0人 | ٠,٦١٤٠٩ | ٠,٢٩ | .,0 | *,** |
| ٠,٧٢٢٤. | ٠,٥٩ | ٠,٦١٧٩١ | ٠,٣٠ | 1,01899 | ٠,٠١ |
| ., ٧٢٥٧٥ | ٠,٦٠ | ۲۷۱۲۲,۰ | ۲,۳۱ | .,0. ٧٩٨ | ٠,٠٢ |
| ٧ ، ٩ ٢٧, ٠ | ٠,٦١ | 1,77007 | ٠,٣٢ | 1,01197 | ٠,٠٣ |
| •, ٧٣٢٣٧ | ٠,٦٢ | ٠,٦٢٩٣٠ | ٠,٣٣ | 1,01090 | ٠,٠٤ |
| ٠,٧٣٥٦٥ | ۰,٦٣ | ۰,٦٣٣٠٧ | ٠,٣٤ | ٠,٥١٩٩٤ | ٠,٠٥ |
| ۰,۷۳۸۹۱ | ٠,٦٤ | ۰,٦٣٣٠٧ | ۰,۳٥ | 1,07897 | ٠,٠٦ |
| ., ٧٤٢١٥ | ٠,٦٥ | ٠,٦٤٠٥٨ | ٠,٣٦ | ٠,٥٢٧٩. | •,•٧ |
| .,٧٤٥٣٧ | ٠,٦٦ | ٠,٦٤٤٣١ | ٠,٣٧ | ٠,٥٣١٨٦ | ٠,٠٨ |
| ·, V £ 1,0 V | ٠,٦٧ | ٠,٦٤٨٠٣ | ۰,۳۸ | ٠,٥٣٥٨٦ | ٠,٠٩ |
| ., 10110 | ٠,٦٨ | ٠,٦٥١٧٣ | ۰,۳۹ | ۰,0٣٩٨٣ | ٠,١٠ |
| ., ٧0 ٤ 9 . | ٠,٦٩ | 1,70027 | ٠,٤٠ | ٠,٥٤٣٨٠ | ٠,١١ |
| •, ٧٥٨ • ٤ | ٠,٧٠ | ٠,٦٥٩١٠ | ٠,٤١ | ٠,٥٤٧٧٦ | ٠,١٢ |
| ٠,٧٦١١٥ | ٠,٧١ | ٠,٦٦٢٧٦ | ٠,٤٢ | .,00177 | ٠,١٣ |
| •, ٧٦ ٤ ٢ ٤ | ٠,٧٢ | ٠,٦٦٦٤٠ | ٠,٤٣ | 1,00077 | ٠,١٤ |
| ٠,٧٦٧٣٠ | ۰,٧٣ | ٠,٦٧٠.٣ | • , ٤ ٤ | 1,00977 | ٠,١٥ |
| .,٧٧.٣٥ | ٠,٧٤ | ٠,٦٧٣٦٤ | •, ٤0 | ٠,٥٦٣٥٦ | ٠,١٦ |
| •,٧٧٣٣٧ | ۰,٧٥ | ٠,٦٧٧٢٤ | ٠,٤٦ | 1,07789 | ٠,١٧ |
| •,٧٧٦٣٧ | ٠,٧٦ | ٠,٦٨٠٨٢ | ٠,٤٧ | .,07127 | ٠,١٨ |
| .,٧٧٩٣٥ | ٠,٧٧ | ٠,٦٨٤٣٩ | ٠,٤٨ | .,07070 | ٠,١٩ |
| ٠,٧٨٢٣٠ | ٠,٧٨ | ٠,٦٨٧٩٣ | ٠,٤٩ | ٠,٥٧٩٢٦ | ٠,٢٠ |
| •, ٧٨٥٢ ٤ | ٠,٧٩ | ٠,٦٩١٤٦ | ٠,٥٠ | ٠,٥٨٣١٧ | ٠,٢١ |
| •,٧٨٨١٤ | ٠,٨٠ | ٠,٦٩٤٩٧ | ٠,٥١ | ٠,٥٨٧٠٦ | ٠,٢٢ |
| ۰,۷۹۱۰۳ | ٠,٨١ | •,79127 | ٠,٥٢ | 1,09190 | ٠,٢٣ |
| ٠,٧٩٣٨٩ | ٠,٨٢ | ٠,٧٠١٩٤ | ٠,٥٣ | ٠,٥٩٤٨٣ | ٠,٢٤ |
| ٠,٧٩٦٧٣ | ۰,۸۳ | ٠,٧٠٥٤٠ | ٤٥,٠ | ٠,٥٩٨٧٧ | ٠,٢٥ |
| 1, 19900 | ٠,٨٤ | •,٧•٨٨٤ | •,00 | .,7.70 | ٠,٢٦ |
| ٠,٨٠٢٣٤ | ٠,٨٥ | ٠,٧١٢٢٦ | ٠,٥٦ | ٠,٦٠٦٤٢ | ٠,٢٧ |
| ٠,٨٠٥١١ | ٠,٨٦ | ٠,٧١٥٦٦ | ٠,٥٧ | ٠,٦١٠٢٦ | ٠,٢٨ |

تابع التوزيع الطبيعى المعيارى

| | | · · · · · | | | |
|-------------|-------|-----------|--------|--------------|--------|
| ح(ی) | ی | ح(ی) | ی | ح(ی) | ی |
| ٠,٩٢٦٤٧ | 1,50 | •,४४२٩४ | ١,١٦ | •, / • / / 0 | ٠,٨٧ |
| •,97777 | 1,57 | ٠,٨٧٩٠٠ | 1,17 | .,11.04 | ٠,٨٨ |
| 1,97977 | ١,٤٧ | ٠,٨٨١٠٠ | 1,14 | ٠,٨١٣١٧ | ٠,٨٩ |
| .,9٣.07 | ١,٤٨ | •,٨٨٢٩٨ | 1,19 | ٠,٨١٥٩٤ | ٠,٩٠ |
| ٠,٩٣١٨٩ | 1, £9 | ٠,٨٨٤٩٣ | ١,٢٠ | ٠,٨١٨٥٩ | ٠,٩١ |
| ٠,٩٣٣١٩ | ١,٥٠ | ٠,٨٨٦٨٦ | 1,71 | ٠,٨٢١٢١ | ٠,٩٢ |
| ٠,٩٣٤٤٨ | 1,01 | • ,٨٨٨٧٧ | 1,77 | ٠,٨٣٣٨١ | ٠,٩٣ |
| .,95075 | 1,07 | ٠,٨٩٠٦٥ | 1,78 | ٠,٨٢٦٢٩ | ٠,٩٤ |
| •,9٣٦99 | 1,08 | 10791, | ١,٢٤ | ٠,٨٢٨٩٤ | ۰,٩٥ |
| ٠,٩٣٨٢٢ | 1,08 | ٠,٨٩٤٣٥ | 1,70 | ٠,٨٣١٤٧ | ٠,٩٦ |
| ٠,٩٣٩٤٣ | 1,00 | ٠,٨٩٦١٧ | ٢٦,١ | ٠,٨٣٣٩٨ | ٠,٩٧ |
| ٠,٦٢٩٤٠ | 1,07 | ٠,٨٩٧٩٦ | 1,77 | ٠,٨٣٦٤٦ | ٠,٩٨ |
| •,9 £ 1 7 9 | 1,04 | ٠,٨٩٩٧٣ | ١,٢٨ | ۰,۸۳۸۹۱ | ٠,٩٩ |
| 1,98790 | 1,01 | ٠,٩٠١٤٧ | 1, 49 | ٠,٨٤١٣٤ | ١,٠٠ |
| •,9 £ £ • A | 1,09 | ٠,٩٠٣٢٠ | ١,٣٠ | ٠,٨٤٣٧٥ | ١,٠١ |
| .,9807. | ١,٦٠ | ٠,٩٠٤٩٠ | ١,٣١ | ٠,٨٤٦١٤ | 1,.7 |
| ٠,9٤٦٣٠ | ١,٦١ | •,9•70人 | 1,57 | ٠,٨٤٨٥. | ١,٠٣ |
| •,9 £ 7 4 7 | 1,77 | ٠,٩٠٨٢٤ | ١,٣٣ | ٠,٨٥٠٨٣ | ١,٠٤ |
| •,9 £ \ £ 0 | ١,٦٣ | •,9•91 | ١,٣٤ | ٠,٨٥٣١٤ | 1,.0 |
| .,9890. | ١,٦٤ | ٠,٩١١٤٩ | 1,50 | ٠,٨٥٥٤٣ | ١,٠٦ |
| .,90.08 | 1,70 | ٠,٩١٣٠٩ | ١,٣٦ | ·, 10 779 | ١,٠٧ |
| ٠,٦٢٩٤٠ | 1,07 | ٠,٩١٤٦٦ | ١,٣٧ | ٠,٨٥٩٩٣ | ١,٠٨ |
| •,9 £ 1 7 9 | 1,07 | ٠,٩١٦٢١ | ١,٣٨ | ٠,٨٦٢١٤ | 1, • 9 |
| 1,98790 | 1,01 | ٠,٩١٧٧٤ | 1,59 | ٠,٨٦٤٣٣ | ١,١٠ |
| •,9 £ £ • A | 1,09 | ٠,٩١٩٢٤ | ١,٤٠ | ٠,٨٦٦٥، | 1,11 |
| .,9807. | ١,٦٠ | ۰,9۲۰۷۳ | ١,٤١ | ٠,٨٦٨٦٤ | 1,17 |
| ٠,9٤٦٣٠ | 1,71 | ٠,٩٢٢٢. | 1, £ 7 | ٠,٨٧٠٧٦ | 1,17 |
| •,9 £ 7 4 7 | 1,77 | ٠,٩٢٣٦٤ | ١,٤٣ | ٠,٨٧٢٨٦ | ١,١٤ |
| •,9 £ \ £ 0 | ١,٦٣ | 1,97017 | ١,٤٤ | ٠,٨٧٤٩٣ | 1,10 |

تابع التوزيع الطبيعي المعياري

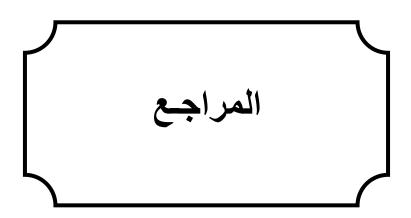
| | | سبيسی است | ع الوريع ا | .• | |
|---------|--------|-----------|------------|---------|-------|
| ح(ی) | ی | ح(ی) | ی | ح(ی) | ی |
| •,91779 | 7,77 | ٠,٩٧٣٢. | 1,98 | 1,98901 | 1,78 |
| ٠,٩٨٧١٣ | 7,78 | ٠,٩٧٣٨١ | ١,٩٤ | 1,90.08 | 1,70 |
| •,91460 | ۲,۲٤ | ٠,٩٧٤٤١ | 1,90 | 1,90102 | ١,٦٦ |
| •,91 | 7,70 | .,970 | 1,97 | 1,90702 | 1,77 |
| •,911.9 | 7,77 | 1,94001 | 1,97 | 1,90007 | ١,٦٨ |
| •,911. | 7,77 | 1,97710 | ١,٩٨ | 1,90229 | 1,79 |
| •,911 | 7,71 | ٠,٩٧٦٧٠ | 1,99 | 1,90028 | ١,٧٠ |
| •,9119 | 7,79 | ۰,۹۷۷۲٥ | ۲,٠٠ | 1,90787 | ١,٧١ |
| •,91971 | ۲,۳۰ | ٠,٩٧٧٧٥ | ۲,٠١ | 1,90771 | ١,٧٢ |
| ٠,٩٨٩٥٦ | 7,37 | ٠,٩٧٨٣١ | ۲,۰۲ | 1,90111 | ١,٧٣ |
| •,91915 | 7,27 | •,9४٨٨٢ | ۲,•٣ | 1,90914 | ١,٧٤ |
| ٠,٩٩٠١٠ | 7,77 | ٠,٩٧٩٣٢ | ۲,۰٤ | 1,90992 | 1,70 |
| ٠,٩٩٠٣٦ | ۲,٣٤ | ·,9٧9A٢ | 7,00 | ٠,٩٦٠٨٠ | ١,٧٦ |
| ٠,٩٩٠٦١ | 7,50 | ٠,٩٨٠٣٠ | ۲,٠٦ | ٠,٩٦١٦٤ | ١,٧٧ |
| ٠,٩٩٠٨٦ | 7,77 | •,91.477 | ۲,•٧ | ٠,٩٦٢٤٦ | ١,٧٨ |
| ٠,٩٩١١١ | 7,37 | ٠,٩٨١٢٤ | ۲,٠٨ | ٠,٩٦٣٢٧ | 1, 49 |
| ٠,٩٩١٣٤ | ۲,۳۸ | •,9179 | ۲,٠٩ | ٠,٩٦٤٠٧ | ١,٨٠ |
| 1,99101 | 7,39 | ٠,٩٨٢١٤ | ۲,۱۰ | 1,97810 | ١,٨١ |
| ٠,٩٩١٨٠ | ۲,٤٠ | ·,9170Y | 7,11 | 1,97077 | ١,٨٢ |
| ٠,٩٩٢٠٢ | ۲,٤١ | ٠,٩٨٣٠٠ | 7,17 | •,977٣٨ | ١,٨٣ |
| ٠,٩٩٢٢٤ | ٢,٤٢ | ٠,٩٨٣١٤ | 7,18 | ٠,٩٦٧١٢ | ١,٨٤ |
| 1,99750 | ٢,٤٣ | •,9,47,7 | ۲,1٤ | ٠,٨٤٩٦٧ | ١,٨٥ |
| ٠,٩٩٢٦٦ | ۲, ٤ ٤ | ٠,٩٨٤٢٢ | 7,10 | ٠,٩٦٨٥٦ | ١,٨٦ |
| ٠,٩٩٢٨٦ | 7, 20 | •,91271 | 7,17 | •,97977 | ١,٨٧ |
| 1,99810 | ٢,٤٦ | ٠,٩٨٥٠٠ | 7,17 | 1,97990 | ١,٨٨ |
| ٠,٩٩٣٢٤ | ۲,٤٧ | ·,91027 | 7,11 | ٠,٩٧٠٦٢ | ١,٨٩ |
| ٠,٩٩٣٤٣ | ۲,٤٨ | ·,91012 | 7,19 | •,9४१४٨ | ١,٩٠ |
| ٠,٩٩٣٦١ | 7, £9 | ٠,٩٨٦١٠ | ۲,۲۰ | ٠,٩٧١٩٣ | 1,91 |
| •,99٣٧9 | ۲,0. | •,91750 | 7,71 | 1,97707 | 1,97 |

تابع التوزيع الطبيعى المعيارى

| _ | | | | | 1 |
|---------|--------|----------|--------|---------|------|
| ح(ی) | ی | ح(ی) | ی | ح(ی) | ی |
| ٠,٩٩٩٠٠ | ٣, • ٩ | •,997££ | ۲,۸۰ | ٠,٩٩٣٩٦ | 7,01 |
| ٠,٩٩٩٠٣ | ٣,١٠ | 1,99707 | ۲,۸۱ | ٠,٩٩٤١٣ | 7,07 |
| ٠,٩٩٩٠٦ | ٣,١١ | ٠,٩٩٧٦٠ | 7,17 | ٠,٩٩٤٣٠ | ۲,0۳ |
| ٠,٩٩٩١٠ | ٣, ١ ٢ | •,99777 | ۲,۸۳ | •,99227 | ۲,0٤ |
| ٠,٩٩٩١٣ | ٣,١٣ | •,99775 | ۲,۸٤ | •,99571 | ۲,٥٥ |
| ٠,٩٩٩١٦ | ٣,١٤ | •,9971 | ۲,۸٥ | •,995 | ۲,٥٦ |
| ٠,٩٩٩١٨ | ٣,١٥ | •,99٧٨٨ | ٢,٨٦ | ٠,٩٩٤٩٢ | 7,07 |
| •,99971 | ٣,١٦ | 1,99790 | ۲,۸٧ | ٠,٩٩٥٠٦ | Y,0A |
| •,99972 | ٣,١٧ | ٠,٩٩٨٠١ | ۲,۸۸ | .,9907. | 7,09 |
| ٠,٩٩٩٢٦ | ٣,١٨ | •,991. | ۲,۸۹ | ٠,٩٩٥٣٤ | ۲,٦٠ |
| •,99979 | ٣,١٩ | ٠,٩٩٨١٣ | ۲,9٠ | ·,990EV | ۲,٦١ |
| ٠,٩٩٩٣١ | ٣,٢٠ | •,99119 | ۲,۹۱ | .,9907. | 7,77 |
| ٠,٩٩٩٣٤ | ٣,٢١ | 1,99240 | 7,97 | .,9907 | ۲,٦٣ |
| ٠,٩٩٩٣٦ | ٣,٢٢ | ٠,٩٩٨٣١ | ۲,9٣ | 1,99010 | ۲,٦٤ |
| ٠,٩٩٩٣٨ | ٣,٢٣ | •,99,777 | ۲,9٤ | 1,99091 | ۲,٦٥ |
| ٠,٩٩٩٤٠ | ٣,٢٤ | •,9911 | 7,90 | ٠,٩٩٦٠٩ | ۲,٦٦ |
| ٠,٩٩٩٤٢ | 7,70 | •,99127 | 7,97 | ٠,٩٩٦٢١ | ۲,٦٧ |
| •,99922 | ٣,٢٦ | 1010,99 | ۲,۹٧ | ٠,٩٩٦٣٢ | ۲,٦٨ |
| ٠,٩٩٩٤٦ | ٣,٢٧ | ٠,٩٩٨٥٦ | ۲,۹۸ | ٠,٩٩٦٤٣ | ۲,٦٩ |
| •,999£A | ٣,٢٨ | •,99271 | 7,99 | ٠,٩٩٦٥٣ | ۲,٧٠ |
| .,9990. | ٣,٢٩ | ٠,٩٩٨٦٥ | ٣,٠٠ | ٠,٩٩٦٦٤ | ۲,٧١ |
| 1,99907 | ٣,٣٠ | •,99779 | ٣,٠١ | •,99772 | ۲,٧٢ |
| ۰,9990۳ | ٣,٣١ | •,9917 | ٣,•٢ | ٠,٩٩٦٨٣ | ۲,۷۳ |
| 1,99900 | ٣,٣٢ | •,991 | ٣,٠٣ | ٠,٩٩٦٩٣ | ۲,٧٤ |
| 1,9990 | ۲,۳۳ | ٠,٩٩٨٢ | ٣, • ٤ | ٠,٩٩٧٠٢ | ۲,٧٥ |
| 1,99901 | ٣,٣٤ | •,99777 | ٣,٠٥ | •,99711 | ۲,٧٦ |
| ٠,٩٩٩٦٠ | ٣,٣٥ | •,9911 | ٣,٠٦ | •,99٧٢• | ۲,۷۷ |
| ٠,٩٩٩٦١ | ٣,٣٦ | ٠,٩٩٨٩٣ | ٣,٠٧ | •,9977 | ۲,٧٨ |
| ٠,٩٩٩٦٢ | ٣,٣٧ | •,9919 | ٣,٠٨ | ٠,٩٩٧٣٦ | 7, 4 |

تابع التوزيع الطبيعى المعيارى

| | | سبيعي المعتدا | ا الدولي ا | <u> </u> | |
|---------|------|---------------|--------------|----------|--------------|
| ح(ی) | ى | ح(ی) | ی | ح(ی) | ی |
| ٠,٩٩٩٩٦ | ٣,٩٦ | •,999人人 | ٣,٦٧ | ٠,٩٩٩٦٤ | ٣,٣٨ |
| ٠,٩٩٩٩٦ | ٣,٩٧ | ·,999AA | ٣,٦٨ | 1,99970 | ٣,٣٩ |
| •,9999٧ | ٣,٩٨ | •,99919 | ٣,٦٩ | ٠,٩٩٩٦٦ | ٣, ٤ ٠ |
| •,9999٧ | ٣,٩٩ | ·,999A9 | ٣,٧٠ | ٠,٩٩٩٦٨ | ٣,٤١ |
| •,9999٧ | ٤,٠٠ | ٠,٩٩٩٩٠ | ٣,٧١ | •,99979 | ٣, ٤٢ |
| | | ٠,٩٩٩٩٠ | ٣,٧٢ | •,9997• | ٣, ٤٣ |
| | | ٠,٩٩٩٩٠ | ٣,٧٣ | •,999٧١ | ٣, ٤ ٤ |
| | | ٠,٩٩٩٩١ | ٣,٧٤ | ٠,٩٩٩٧٢ | ٣,٤٥ |
| | | ٠,٩٩٩٩١ | ٣,٧٥ | ۰,999٧٣ | ٣,٤٦ |
| | | ٠,٩٩٩٩٢ | ٣,٧٦ | ٠,٩٩٩٧٤ | ٣,٤٧ |
| | | ٠,٩٩٩٩٢ | ٣,٧٧ | 1,99940 | ٣,٤٨ |
| | | ٠,٩٩٩٩٢ | ٣,٧٨ | ٠,٩٩٩٧٦ | ٣,٤٩ |
| | | ٠,٩٩٩٩٢ | ٣,٧٩ | •,999٧٧ | ٣,٥٠ |
| | | ٠,٩٩٩٩٣ | ٣,٨٠ | ·,999YA | ٣,٥١ |
| | | ٠,٩٩٩٩٣ | ٣,٨١ | ·,999YA | ٣,٥٢ |
| | | ٠,٩٩٩٩٣ | ٣ ,٨٢ | •,99979 | ٣,٥٣ |
| | | ٠,٩٩٩٩٤ | ٣,٨٣ | •,9991. | ٣,٥٤ |
| | | ٠,٩٩٩٩٤ | ٣,٨٤ | ٠,٩٩٩٨١ | ٣,٥٥ |
| | | ٠,٩٩٩٩٤ | ٣,٨٥ | ٠,٩٩٩٨١ | ٣,٥٦ |
| | | ٠,٩٩٩٩٤ | ٣, ٨٦ | ٠,٩٩٩٨٢ | ٣,٥٧ |
| | | 1,99990 | ٣,٨٧ | ٠,٩٩٩٨٣ | т ,0Л |
| | | 1,99990 | ٣ ,٨٨ | ٠,٩٩٩٨٣ | ٣,٥٩ |
| | | 1,99990 | ٣,٨٩ | •,99912 | ٣,٦٠ |
| | | 1,99990 | ٣,٩٠ | ٠,٩٩٩٨٥ | ٣,٦١ |
| | | 1,99990 | ٣,٩١ | ۰,999۸٥ | ٣,٦٢ |
| | | ٠,٩٩٩٩٦ | ٣,9٢ | ٠,٩٩٩٨٦ | ٣,٦٣ |
| | | ٠,٩٩٩٩٦ | ٣,9٣ | ٠,٩٩٩٨٦ | ٣,٦٤ |
| | | ٠,٩٩٩٩٦ | ٣,9٤ | ·,999AY | ٣,٦٥ |
| | | ٠,٩٩٩٩٦ | ٣,90 | •,9991 | ٣,٦٦ |



أولاً: المراجع العربية:

- 1- إبراهيم محمد مهدى، سلطان محمد عبد الحميد، الإحصاء التطبيقى، مكتبة الجلاء الجديدة، المنصورة، ١٩٨٧.
- ۲- أحمد عبد السميع طبية "مبادئ الاحصاء" الطبعة الاولى ١٤٢٩هـ ٢٠٠٨ م دار البداية
- ٣- أحمد عودة، مقدمة في النظرية الإحصائية، مطابع جامعة الملك
 سعود، السعودية، ١٩٩١.
- ٤- أحمد محمد عمر، تطبيقات الطرق الإحصائية، بدون ناشر، ١٩٨١.
- السيد عبده ناجى، الرقابة على الأداء من الناحية العلمية والعملية،
 دار الفكر العربى، القاهرة، ١٩٧٩.
- 7- بول. ج. هويل، المبادئ الأولية في الإحصاء، ترجمة بدرية عبد الوهاب ومحمد الشربيني، الطبعة الرابعة المنقحة 19۸٤ . Awiley Arabook
- ٧- سمير كامل عاشور، مقدمة في الإحصاء الوصفى، معهد الإحصاء،
 جامعة القاهرة.
- ۸− سمير كامل عاشور، مقدمة في الإحصاء التحليلي، معهد الإحصاء،
 جامعة القاهرة.
- 9- شفيق العتوم، مقدمة في الأساليب الإحصائية، مطبعة التاج، عمان، الأردن، ١٩٩٢.
- ١-شوقى سيف النصر سيد الإحصاء الوصفى والتحليلي جامعة القاهرة ٢٠١٥
- 11-عبد المجيد فراج، الأسلوب الإحصائى، دار النهضة العربية، القاهرة، ١٩٨٣.
- 17-عبد اللطيف عبد الفتاح، مقدمة في التحليل الإحصائي، مكتبة الجلاء الجديدة، المنصورة ١٩٩٨/٩٧.

- 17-على السيد الديب الإحصاء (المبادئ النظرية وتطبيقاتها العملية) جامعة القاهرة ٢٠١٢
- 14-فاروق عبد العظيم، عبد المرضى عزام، يحيى زغلول، مقدمة في طرق البحث الإحصائى وتحليل الظواهر، دار المطبوعات الجامعية، الاسكندرية، ١٩٨٢.
- 10- محمد توفيق المنصوري، شوقى سيف النصر، مبادئ الإحصاء الوصفى والتحليلي، الطبعة الأولى، ٢٠٠٠/٩٩.
- 17- محمد صلاح الدين صدقى، مبادئ النظرية الإحصائية وتطبيقاتها في المشروعات التجارية والصناعية، الطبعة الحادية عشر، مكتبة عين شمس، القاهرة، ٢٠٠٠.
- ١٧-محمد فتحى محمد على، المفاهيم الأساسية للإحصاء، مكتبة عين شمس، القاهرة، ١٩٨٧/٨٦.
- 1۸- محمود محمد صفوت، مراحل البحث الإحصائى، الطبعة الأولى، مكتبة الأنجلو المصرية، القاهرة، ١٩٦٢.
- 19 ممدوح حمزة أحمد، النظرية الإحصائية واتخاذ القرار في التأمين والإدارة، دار النهضة العربية، القاهرة، 1997.

ثانياً: المراجع الأجنبية:

- 1- Alexander M. Mood, et al., Introduction to the theory of statistics, third edition, McGraw Hill, 1974.
- 2- Gerald Keller, Brian Warrack, Statistics for management and economics, fourth edition, Brooks/Cole publishing company, U.S.A., 1998.
- 3- Paul G. Hoel, Elementary statistics, fourth edition, John Wiley & Sons Inc., 1976.
- 4- William J. Stevenson, Business statistics, second edition, Harper & Row publishers, New York, 1985.

الفهرس

| | الصفحة |
|--|------------|
| تقديم_ | ٣ |
| الباب الأول - مقاييس النزعة المركزية (المتوسطات) | ٥ |
| الفصل الأول – الوسط الحسابي | ٧ |
| الفصل الثاني – الوسيط | 19 |
| الفصل الثالث – المنوال | ٣1 |
| الباب الثاتي – مقاييس التشتت | ٤٧ |
| الفصل الأول – الانحراف المعياري | ٤٩ |
| الفصل الثاني – نصف المدي الربيعي | 09 |
| الفصل الثالث – معامل الاختلاف | Y 1 |
| الباب الثالث – الارتباط والانحدار | Y Y |
| الفصل الأول – الارتباط الخطي البسيط | ٨١ |
| الفصل الثاني – الانحدار الخطي البسيط | 1.4 |
| الباب الرابع - تحليل السلاسل الزمنية | 177 |
| <u> الباب الخامس – الأرقام القياسية</u> | 101 |
| <u> الباب السادس – التوزيعات الاحتمالية</u> | 111 |
| الفصل الأول – القيمة المتوقعة والتباين للمتغيرات العشوائية | 110 |
| الفصل الثاني – التوزيعات الاحتمالية المنفصلة | 190 |
| الفصل الثالث – التوزيعات الاحتمالية المتصلة: التوزيع الطبيعي . | ۲.0 |
| الباب السابع – نظرية العينات | 737 |
| الفصل الأول – المعاينة العشوائية | 7 £ 1 |

| الفصل الثاني – نظرية التقديرات – تقدير معالم مجتمع | 771 |
|--|-----|
| <u> الباب الثامن – الإحصاء السكاني و الحيوي</u> | ٣.٣ |
| الفصل الأول – مصطلحات وتعاريف أساسية | ٣.٥ |
| الفصل الثاني – الاحصاءات السكانية و الحيوية | ٣.9 |
| التطبيقات | ٣٢٣ |
| الجداول الإحصائية | 227 |
| الم احع | 750 |